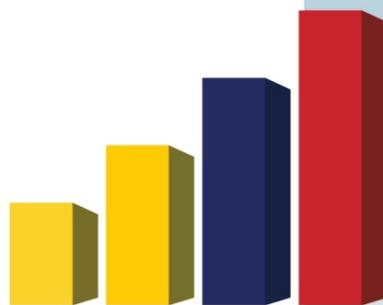


Analítica

Estudio de la desigualdad de ingresos en el Ecuador
considerando esfuerzos y herencias sociales

Study over earnings inequality in Ecuador
considering personal effort and social inheritance

Margarita Velín - Paúl Medina



www.inec.gob.ec | www.ecuadorencifras.com

Estudio de la desigualdad de ingresos en el Ecuador considerando esfuerzos y herencias sociales

Margarita Velín[†] y Paúl Medina[‡]

[†] *Unidad de Análisis de la Información Estadística, Instituto Nacional de Estadística y Censos, Juan Larrea N15-36 y José Riofrío, Quito, Ecuador*

[‡] *Departamento de Ciencias Exactas, Escuela Politécnica del Ejército, Avda. General Rumiñahui s/n, Sangolquí, Ecuador*

[‡] *Instituto Gregorio Millán, Universidad Carlos III de Madrid, Avda. de la Universidad 30, 28911, Leganés, España.*

[†]margarita_velin@inec.gob.ec, [‡]plmedina@espe.edu.ec

Recibido: 20 de septiembre de 2010

Aceptado: 1 de diciembre de 2010

Resumen

El objetivo principal de este estudio es analizar el comportamiento del ingreso laboral de una persona en función de las variables que lo componen, a través de una aplicación en el mercado laboral ecuatoriano. Las variables a utilizar son de dos tipos: heredadas y de esfuerzo propio. Las variables heredadas se caracterizan por ser circunstanciales, es decir, son todas aquellas situaciones o condiciones que rodean o afectan al individuo al nacer, y corresponden básicamente a la información socioeconómica de sus padres. Las variables de esfuerzo propio se caracterizan por ser las cualidades, habilidades y decisiones que por sí mismo toma el individuo para incrementar su productividad laboral y mejorar sus ingresos. Una vez determinada la relación cualitativa entre todas las variables, por medio de simulaciones se evalúa el efecto en los ingresos, considerando diversos escenarios, en particular, se analiza un escenario en el cual todas las personas tienen las mismas oportunidades al nacer (igualdad de características heredadas) para diferentes intervalos de edades. Finalmente, a través del coeficiente de Gini se evalúan los efectos obtenidos en los distintos escenarios, en la desigualdad de los ingresos. Los datos utilizados en este estudio han sido obtenidos de la Encuesta de Condiciones de Vida, ECV (2006).

Palabras claves: ingreso laboral, variables heredadas, variables de esfuerzo propio, coeficiente de Gini.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the behaviour of earnings in the Ecuadorian labor market as a function of both variables: inheritance and personal efforts. The inheritance variables are circumstantial and are composed of several situations or conditions that surrounds and affects a person from his/her birth. They mainly correspond to the family background. On the other hand, personal effort variables are characterized by the qualities, skills and situations taken in order to increase his/her productivity as a worker and therefore his/her income. In this study, we are going to determine the qualitative relationship between these variables by using simulations to evaluate the effect of these variables on earnings. We will take into consideration different age ranges of people as well as consider some scenarios where everyone has equal opportunities at birth (same inherited characteristics). Finally, we are going to calculate the Gini index to evaluate the effects on the income inequality. The data analyzed will be obtained from the Encuesta de Condiciones de Vida, ECV (2006).

Keywords: earnings, income, inheritance variables, personal effort variables, Gini index.

JEL Codes: C15, D31, D63.

1 Introducción

Durante los últimos años, ha nacido el interés de muchos economistas y gobiernos por resolver el problema de la desigualdad de los ingresos, donde la desigualdad de oportunidades y la desigualdad de los resultados son factores implícitos [1, 8, 10, 16].

La desigualdad de oportunidades está relacionada con las circunstancias de los individuos al nacer, es decir, con todo el entorno y situación de sus padres. Mientras que la desigualdad de resultados tiene relación con la distribución del producto total de la economía, medida a través de los ingresos laborales, o del ingreso per cápita que tienen las personas en su respectivo país [3, 15]. De acuerdo con Bourguignon, entre los muchos determinantes del ingreso de una persona, es posible distinguir dos diferentes grupos: aquellos determinantes que resultan de los esfuerzos de las personas a lo largo de sus vidas, los cuales permiten incrementar su productividad, y aquellos que obedecen a las circunstancias que están fuera del control de las personas [3]. Bourguignon llama al primer grupo de determinantes “variables de esfuerzo” y a los segundos, “variables de circunstancias” (en este trabajo se llamarán “variables heredadas”).

La relación entre ingresos (I), variables heredadas (H) y variables de esfuerzos propios (E) puede ser descrita como $I = f(H, E)$, donde las variables heredadas generalmente incluyen variables socioeconómicas de los individuos; por ejemplo: lugar, etnia, sexo, educación de los padres, etc. Las variables de esfuerzo propio consideran variables de capital humano; por ejemplo, capacitación laboral, migración laboral, etc. En este punto cabe recalcar que al ingreso I , por facilidad, lo notaremos como Y .

Bourguignon propone dos modelos considerando variables heredadas y de esfuerzo propio, para medir el ingreso laboral [3, 13, 15].

El primer modelo es una relación lineal entre las variables heredadas y las de esfuerzo propio, pero esta formulación es restrictiva debido a que asume una separación completa entre las variables heredadas y de esfuerzo, cosa que en la realidad no es así pues existe una elevada posibilidad de correlación¹ entre estas variables. En el segundo modelo, los esfuerzos son parte de una función de las variables heredadas; así, las variables heredadas juegan un doble rol, tienen un efecto directo en los ingresos y un efecto indirecto en los esfuerzos. Este autor define el primer efecto como el *efecto parcial* de las variables heredadas observadas en los ingresos y, el segundo, como el *efecto total*, que es el conjunto de los efectos directos e indirectos de las variables heredadas observadas en los ingresos [13].

Uno de los principales problemas de esta última formulación es que no se puede asumir a priori la independencia de las variables no observadas en el término residual de la ecuación de ingresos y en las variables de esfuerzo. Un ejemplo es la riqueza de los padres, pues esto tiene un impacto directo en la educación o en el ingreso actual de su hijo (o en ambos), independientemente de la educación propia del hijo. Esta correlación entre el término residual y las variables de esfuerzo, que da origen al problema de endogeneidad², produce un sesgo en la estimación.

Un método para resolver el problema de endogeneidad es observar variables instrumentales [11], que puedan influir en los esfuerzos, pero no en los ingresos. Modelos de este tipo se han utilizado ampliamente en la literatura sobre retornos a la educación [3]. En la ecuación de Mincer por ejemplo, la educación por la instrumentación de los antecedentes familiares es práctica habitual para corregir la endogeneidad de la educación [12]. Esto permitiría hacer una estimación adecuada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y obtener coeficientes insesgados para calcular los efectos parcial y total de las oportunidades sobre los ingresos [3]. Aunque este método es uno de los más utilizados para solucionar este tipo de relaciones indeseables entre variables, resulta inconveniente para este caso concreto. La dificultad se halla en la imposibilidad de emplear el contexto familiar como variable instrumental del nivel de educación de un individuo, por tratarse precisamente de una de las variables a estimar. Ante la imposibilidad de encontrar variables instrumentales adecuadas, Bourguignon recomienda otra alternativa para tratar la endogeneidad de las variables de esfuerzo propio, la cual se basa en el análisis paramétrico de rangos³. Esta técnica, en la cual nos basaremos, hace posible simular los sesgos de los estimadores de la ecuación de ingresos y, obtener rangos de confiabilidad para los niveles de desigualdad simulados.

La información utilizada en el estudio es la contenida en la Encuesta de Condiciones de Vida, ECV (2006). Esta es la información más actualizada para los fines de la investigación. La información de la ECV (2006), básicamente, permite elaborar y medir indicadores necesarios para las variables en estudio. De la encuesta se selecciona la información correspondiente a hombres y mujeres entre 26 y 60 años, que se clasifica de acuerdo con el sexo y la edad, esta última se la divide en intervalos de cinco años (referidos al año de nacimiento) [3, 15] con la finalidad de observar el cambio de la influencia de los padres a través del tiempo y si las oportunidades al nacer de los individuos provocan una variación en la proporción total de la desigualdad.

El documento está estructurado de la siguiente forma: en la sección dos se presenta el marco teórico, específicamente se describe cada una de las metodologías y conceptos utilizados en el estudio; en la sección tres se describen los modelos utilizados para determinar la desigualdad de los ingresos; en la sección cuatro se presentan los resultados y el análisis al aplicar la teoría para el caso ecuatoriano; en la sección cinco se dan las conclusiones y; finalmente, en la sección seis se dan las recomendaciones del estudio.

2 Marco teórico

En esta sección se detallan los conceptos y métodos necesarios para el análisis de los ingresos laborales de las per-

¹Véase sección 2.2

²Véase sección 2.2

³Véase sección 2.5

sonas, así como uno de los indicadores para medir la desigualdad de los ingresos.

2.1 Modelos lineales

Un modelo lineal múltiple, en general, relaciona la variable dependiente Y con K variables explicativas X_k ($k=0, \dots, K$) o cualquier transformación de éstas. Algebraicamente puede representarse de la siguiente manera:

$$Y = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_k + \epsilon, \quad (1)$$

donde ϵ es una variable aleatoria normalmente distribuida que sigue una ley normal $N(0, \sigma^2)$. Además, se asume, esta variable recoge todos aquellos factores de la realidad no controlables u observables.

Un modelo de *Regresión Lineal Múltiple* con K variables predictoras y basado en n observaciones es de la forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \epsilon_i \quad (2)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$.

Generalmente para la estimación de los parámetros β_k se utiliza la técnica de Mínimos de Cuadrados Ordinarios [11] y los estimadores de máxima verosimilitud.

2.2 Definiciones

DEFINICIÓN 1 (Correlación). Es la medida de la intensidad de la relación lineal entre dos variables. El coeficiente de correlación, r , entre dos variables aleatorias X e Y se calcula de la siguiente manera,

$$r = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y},$$

donde σ_{XY} es la covarianza de (X, Y) y σ_X y σ_Y las desviaciones típicas.

Observación: El coeficiente de correlación puede tomar valores desde menos uno hasta uno, indicando que mientras más cercano a uno sea el valor del coeficiente de correlación, en cualquier dirección, más fuerte será la relación lineal entre las dos variables. Mientras más cercano a cero sea el coeficiente de correlación indicará que más débil es la relación lineal entre ambas variables. Si es igual a cero se concluirá que no existe relación lineal alguna entre ambas variables.

DEFINICIÓN 2 (Endogeneidad). Es la correlación entre las variables explicativas y el término de error en un modelo lineal general. Para determinar si existe endogeneidad en el modelo, se considera, $E(\epsilon_i | x_i) = 0$, para todo $i = 1, \dots, n$. Entonces la variable x se denomina exógena; pero si ϵ y x están correlacionadas, entonces x se denomina variable endógena.

Observaciones:

- i. Cuando el modelo lineal general presenta endogeneidad, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios es inconsistente [5]. Para evitar este tipo de problemas se asume que los regresores son exógenos, es decir, son independientes.
- ii. Los economistas usan modelos para entender qué está sucediendo en la economía. Dentro de los modelos, se destacan dos elementos importantes: las variables endógenas, que son aquellas que intentan explicar el modelo y, las variables exógenas que el modelo toma como dadas.

DEFINICIÓN 3 (Coeficiente de Determinación). El coeficiente de determinación, R^2 es el cuadrado del coeficiente de correlación r , donde $0 \leq R^2 \leq 1$ y, puede interpretarse como el porcentaje de la variación total que está siendo explicada por la regresión.

Observaciones:

- i. Una regresión será buena si la variabilidad explicada por la regresión es relativamente alta con respecto a la variabilidad total de la variable dependiente, es decir, si $SEC \approx STC$. En otras palabras, que $R^2 \rightarrow 1$.
- ii. El coeficiente de determinación es un buen indicador de la calidad de la regresión, pero no es determinante ni suficiente para decidir sobre la adecuación del modelo, por eso es necesario tomar en cuenta el análisis de la varianza, donde a través del estadístico de Fisher, se puede decidir si existe relación lineal significativa entre la variable dependiente y el conjunto de variables independientes tomadas juntas [11].

2.2.1 Prueba de hipótesis

Una vez determinada la calidad del modelo, es decir, la relación existente entre la variable dependiente y las variables independientes, es importante también analizar la calidad de cada uno de los estimadores de MCO. Para esto es necesario probar la hipótesis:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_i = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0, \end{cases}$$

donde i es el número de estimadores de MCO.

Generalmente se considera un nivel de confianza del 95% (nivel de significancia del 5%) para validar los estimadores, y por lo tanto se rechazará la hipótesis nula (H_0) cuando la significancia sea menor a 0,05.

2.3 Regresión logística

Los modelos de regresión logística son los más utilizados cuando la variable independiente, Y , es cualitativa, pues adoptan las herramientas de la regresión convencional, para relacionar esta variable con variables explicativas

(X_1, X_2, \dots, X_k) . Además, toman en cuenta la correlación entre las distintas muestras [2]. Algebraicamente, la regresión logística puede representarse de la siguiente manera:

$$\Pr(Y = y_i) = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)}, i = 1, 2, \dots, n, \quad (3)$$

donde

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{cumple} \\ 0 & \text{no cumple} \end{cases}$$

y

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik}, \text{ para } k = 1, 2, \dots, K.$$

La ecuación (3) representa una función de distribución, en consecuencia, toma sus valores entre 0 y 1, como lo muestra la figura 1.

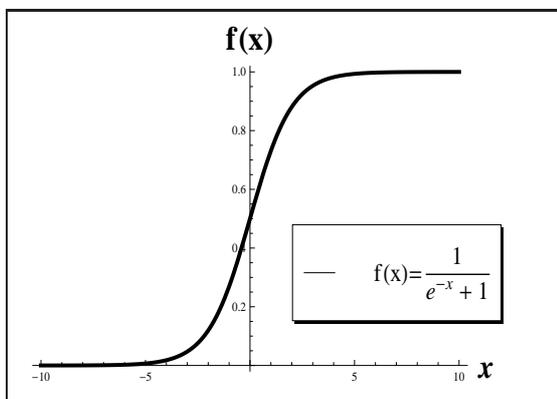


Figura 1. Función de distribución logística.

Para estimar los parámetros de un modelo logístico (distribución de probabilidad) se utiliza el método de máxima verosimilitud, es decir, estimaciones que hagan máxima la probabilidad de obtener los valores de la variable dependiente Y , proporcionado por los datos de una muestra. Estas estimaciones no son de cálculo directo, como ocurre en el caso de las estimaciones de los coeficientes de la regresión lineal múltiple, por el método de mínimos cuadrados.

Es necesario, una vez estimado el modelo, comprobar su significación estadística. Para ello se emplean básicamente tres métodos que son: $-2 \log$ de la verosimilitud $(-2LL)^4$, la R cuadrado de Cox y Snell⁵ y, la R cuadrado de Nagelkerke⁶.

⁴**-2 log de la verosimilitud (-2LL):** mide hasta qué punto un modelo se ajusta bien a los datos. El resultado de esta medición recibe también el nombre de "desviación". Cuanto más pequeño sea el valor, mejor será el ajuste.

⁵**R cuadrado de Cox y Snell:** es un coeficiente de determinación generalizado que se utiliza para estimar la proporción de varianza de la variable dependiente explicada por las variables predictoras (independientes). La R cuadrado de Cox y Snell se basa en la comparación del log de la verosimilitud (LL) para el modelo, respecto al log de la verosimilitud (LL) para un modelo de línea base. Sus valores oscilan entre 0 y 1.

⁶**R cuadrado de Nagelkerke:** es una versión corregida de la R cuadrado de Cox y Snell. La R cuadrado de Cox y Snell tiene un valor máximo inferior a 1, incluso para un modelo "perfecto". La R cuadrado de Nagelkerke corrige la escala del estadístico para cubrir el rango completo de 0 a 1.

2.4 Análisis paramétrico de rangos

El análisis paramétrico de rangos es una alternativa al problema de endogeneidad entre variables [15]. Para entenderlo, realizaremos una breve descripción del mismo.

En primer lugar, es necesario escribir el modelo que se desee estimar de la forma:

$$\ln(Y_i) = X_i \beta + \epsilon_i, \quad (4)$$

donde el término residual ϵ_i no es necesariamente independiente de todas las variables explicativas y, por consiguiente, los estimadores de MCO pueden estar sesgados, es decir,

$$E(\tilde{\beta}) = \beta + B. \quad (5)$$

Aquí B es el sesgo del estimador de MCO y puede definirse como:

$$\begin{aligned} B &= M^{-1} X' \epsilon \\ &= M^{-1} (\rho_{X\epsilon} \otimes \sigma_X) \sigma_\epsilon, \end{aligned} \quad (6)$$

donde

- M : es la multiplicación de X traspuesta por X , es decir, $X'X$.
- $\rho_{X\epsilon}$: son los coeficientes de correlación entre los componentes de X y el término residual ϵ .
- σ_X : es el error estándar de las variables de X y,
- σ_ϵ : es el error estándar de los residuos ϵ .

Para conocer el sesgo de cada estimador es preciso tener los valores correspondientes a σ_X , $\rho_{X\epsilon}$ y a σ_ϵ . A pesar de que, en principio, sólo el valor de σ_X es conocido, un estimador insesgado de σ_ϵ puede calcularse para cualquier grupo de coeficientes de correlación $\rho_{X\epsilon}$, con base en la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \sigma_\epsilon^2 &= \hat{\sigma}_\epsilon^2 + B' M B \\ &= \frac{\hat{\sigma}_\epsilon^2}{1 - K'} \end{aligned} \quad (7)$$

donde

- $\hat{\sigma}_\epsilon^2$: es la varianza de los residuos de MCO y,
- $K = (\rho_{X\epsilon} \otimes \sigma_X)' M^{-1} (\rho_{X\epsilon} \otimes \sigma_X)$.

Aquí, \otimes denota el producto tensorial.

2.5 Índice de la desigualdad

Existen algunos índices para medir la desigualdad en la distribución del ingreso; sin embargo, los más conocidos son: el coeficiente de Gini y el coeficiente de Theil [3, 15]. En este trabajo utilizaremos el primero, pues es el más común y, además, el INEC ha establecido su uso para las mediciones de la desigualdad.

DEFINICIÓN 4 (Coeficiente de Gini). *Se define matemáticamente como la proporción acumulada de los ingresos totales que obtienen las proporciones acumuladas de la población. En la práctica, una fórmula usual para calcular el coeficiente de Gini es:*

$$G = \left| 1 - \sum_{k=1}^{n-1} (X_{k+1} - X_k)(Y_{k+1} + Y_k) \right|, \quad (8)$$

donde G es el coeficiente de Gini, X es la proporción acumulada de la variable población y, Y es la proporción acumulada de la variable ingresos.

Observación: El coeficiente de Gini se basa en la Curva de Lorenz [7, 14], que es una representación gráfica de una función de distribución acumulada, ver figura 2. La línea diagonal representa la igualdad perfecta de los ingresos, todos reciben la misma renta. En la situación de máxima igualdad o equidad distributiva, el coeficiente de Gini es igual a cero; por el contrario, a medida que aumenta la desigualdad, el coeficiente de Gini se acerca al valor de 1.

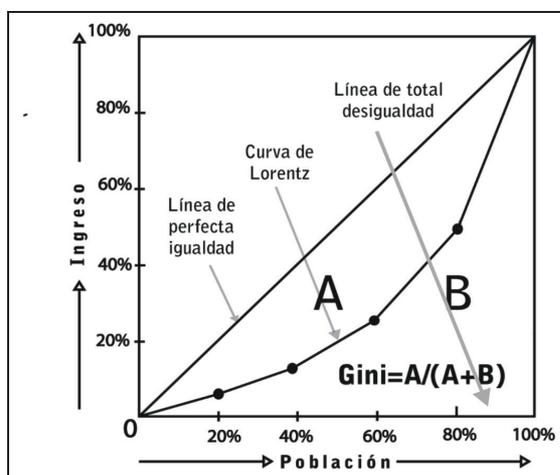


Figura 2. Gráfico que muestra la curva de Lorenz y el cálculo del coeficiente de Gini.

3 Metodología

En esta sección se hace una descripción de la ecuación de ingreso laboral que propone Bourguignon [3] para determinar el efecto parcial y efecto total de las variables heredadas, en el ingreso. Además, se describe cómo se seleccionaron los datos y un análisis descriptivo de los mismos.

3.1 Modelo de Bourguignon

El modelo de Bourguignon, a partir de un modelo lineal, estima los ingresos de los individuos considerando las variables heredadas y las de esfuerzo propio. La particularidad fundamental del modelo es que realiza un cambio de variable al ingreso, pues en lugar de considerarla de manera natural toma su logaritmo. El hecho de realizar este cambio de variable se debe a que la forma de la variable ingreso es exponencial (puede tener valores muy altos) y al aplicar el logaritmo natural, la escala cambia.

El modelo de Bourguignon, algebraicamente, se puede expresar como:

$$\ln(Y_i) = \alpha_0 + \alpha_1 X_{H1i} + \alpha_2 X_{H2i} + \dots + \alpha_r X_{Hri} + \beta_1 X_{E1i} + \beta_2 X_{E2i} + \dots + \beta_q X_{Eqi} + \epsilon_{Yi} \quad (9)$$

$\forall i = 1, 2, \dots, n$, con $r, q \in \mathbb{N}$. En esta ecuación,

- Y_i : es el ingreso laboral de una persona.
- X_{Hri} : son las variables heredadas.
- X_{Eqi} : son las variables de esfuerzo propio.
- α_i, β_i : son los estimadores.
- ϵ_{Yi} : es el término residual, que sigue una distribución $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$.
- r, q : son el número de variables heredadas y de esfuerzo propio, respectivamente, y
- n : es el tamaño de la muestra.

En este modelo se asume que el término residual incluye el error de medición y las variaciones propias de las variables heredadas y de las de esfuerzo propio. Además, se asume independencia entre las variables.

Debido a la relación existente entre las variables heredadas y de esfuerzo propio se puede definir de manera explícita una ecuación entre éstas. En primer lugar, se define una ecuación que exprese a las variables de esfuerzo propio en función de las variables heredadas, de la siguiente forma:

$$X_{Eki} = b_{0k} + b_{1k} X_{H1i} + b_{2k} X_{H2i} + \dots + b_{rk} X_{Hri} + \epsilon_{X_{Eki}} \quad (10)$$

$\forall k = 1, 2, \dots, q$. Aquí,

- X_{Eki} : es la variable de esfuerzo propio a considerar, de manera particular, en este estudio si:
 - $k = 1$, X_{E1} = estudio del individuo.
 - $k = 2$, X_{E2} = migración.
 - $k = 3$, X_{E3} = capacitación laboral.
- b_{rk} : son los estimadores.
- r : es el número de variables heredadas, y

- $\epsilon_{X_{Eki}}$: es el término residual que tiene una distribución $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

Reemplazando la ecuación (10), es decir, cada una de las variables de esfuerzo propio consideradas, en la ecuación (9), se tiene que:

$$\begin{aligned} \ln(Y_i) = & \alpha_0 + \alpha_1 X_{H1i} + \alpha_2 X_{H2i} + \dots + \alpha_r X_{Hri} \\ & + \beta_1 (b_{01} + b_{11} X_{H1i} + b_{21} X_{H2i} + \dots + b_{r1} X_{Hri} \\ & + \epsilon_{X_{E1i}}) \\ & + \beta_2 (b_{02} + b_{12} X_{H1i} + b_{22} X_{H2i} + \dots + b_{r2} X_{Hri} \\ & + \epsilon_{X_{E2i}}) + \dots \\ & + \beta_q (b_{0q} + b_{1q} X_{H1i} + b_{2q} X_{H2i} + \dots + b_{rq} X_{Hri}) \\ & + \epsilon_{X_{Eqi}} + \epsilon_{Yi}. \end{aligned} \quad (11a)$$

Desarrollando la ecuación (11a) y, agrupando los términos semejantes se tiene:

$$\begin{aligned} \ln(Y_i) = & \alpha_0 + \beta_1 b_{01} + \beta_2 b_{02} + \dots + \beta_q b_{0q} \\ & + X_{H1i} (\alpha_1 + \beta_1 b_{11} + \beta_2 b_{12} + \dots + \beta_q b_{1q}) \\ & + X_{H2i} (\alpha_2 + \beta_1 b_{21} + \beta_2 b_{22} + \dots + \beta_q b_{2q}) + \dots \\ & + X_{Hri} (\alpha_r + \beta_1 b_{r1} + \beta_2 b_{r2} + \dots + \beta_q b_{rq}) \\ & + \beta_1 \epsilon_{X_{E1i}} + \beta_2 \epsilon_{X_{E2i}} + \dots + \beta_q \epsilon_{X_{Eqi}} + \epsilon_{Yi}. \end{aligned} \quad (11b)$$

A continuación, por simplificación, notaremos la ecuación (11b) de la siguiente manera:

$$\ln(Y) = \alpha_0 + \beta_s \mathbf{b}_0 + (\alpha_w + \beta_s \mathbf{b}_{ws}) \mathbf{X}_{Hw} + \beta \epsilon_{X_E} + \epsilon_Y, \quad (12)$$

donde

- $\alpha_0 = \alpha_0$
- $\beta_s \mathbf{b}_0 = \beta_1 b_{01} + \beta_2 b_{02} + \dots + \beta_q b_{0q}, \quad \forall s = 1, 2, \dots, q$
- $\alpha_w = \alpha_i$ si $w = i$ ó $\alpha_w = 0$ si $w \neq i$
- $\beta_s \mathbf{b}_{ws} = \beta_1 b_{r1} + \beta_2 b_{r2} + \dots + \beta_q b_{rq}$
- $\mathbf{X}_{Hw} = X_{H1}, X_{H2}, \dots, X_{Hr}$
- $\beta \epsilon_{X_E} = \beta_1 \epsilon_{X_{E1}} + \beta_2 \epsilon_{X_{E2}} + \dots + \beta_q \epsilon_{X_{Eq}}$
- ϵ_Y : es el término residual que tiene una distribución $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

La ecuación (12) representa el doble efecto que las características heredadas tienen sobre los ingresos. Por un lado, el coeficiente α_w mide la influencia sobre los ingresos de las oportunidades al nacer mientras que el coeficiente $\beta_s \mathbf{b}_{ws}$ mide la influencia de los esfuerzos propios, indirectamente a través de las variables heredadas. Las constantes

α_0 y $\beta_s \mathbf{b}_0$ y; los errores $\beta \epsilon_{X_E}$ y ϵ_Y , nos indican que el individuo tiene ingresos laborales, aunque la influencia tanto de las variables heredadas como las de esfuerzo propio, sea nula.

3.2 Estimación del ingreso hipotético

Para determinar el ingreso hipotético es necesario realizar simulaciones eliminando las diferencias existentes entre los individuos, es decir, igualar las medias de las variables heredadas, como propone Bourguignon, o utilizar diferentes escenarios que se crean convenientes; por ejemplo, que todos los padres tengan 12 años de estudio en promedio.

Para esto, primero hay que calcular los estimadores de la ecuación de ingresos (9); luego, los estimadores obtenidos, junto con las medias de las variables heredadas (\bar{X}_{Hi}), se reemplazan en la ecuación (9). Así, la ecuación del ingreso hipotético se puede escribir como:

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{Y}_i) = & \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \bar{X}_{H1i} + \hat{\alpha}_2 \bar{X}_{H2i} + \dots + \hat{\alpha}_r \bar{X}_{Hri} \\ & + \hat{\beta}_1 \bar{X}_{E1i} + \hat{\beta}_2 \bar{X}_{E2i} + \dots + \hat{\beta}_q \bar{X}_{Eqi} + \hat{\epsilon}_{Yi}, \end{aligned} \quad (13)$$

donde

- \tilde{Y}_i : es el ingreso hipotético.
- \bar{X}_{Hri} : son las medias de las variables heredadas, u otros valores que nosotros asignemos.
- $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i, \hat{\epsilon}_{Yi}$: son los estimadores.

En la ecuación (13), las variables de esfuerzo propio son las que determinarán el nuevo nivel de ingresos del individuo, pues las variables heredadas, al ser reemplazadas por su media o por otro valor que designemos, dejan de ser una causa de la distribución desigual; pero hay que recordar que las variables de esfuerzo propio dependen de las variables heredadas, es así que la simulación determinada por la ecuación (13), sólo refleja el efecto parcial de la desigualdad de oportunidades sobre la distribución del ingreso y, por lo tanto, se requiere de otra ecuación para determinar el efecto total.

Al utilizar los resultados obtenidos al ejecutar la ecuación (10), es decir, la ecuación de la variable de esfuerzos propios, y reemplazarlos por sus correspondientes en la ecuación (13), se tiene la siguiente ecuación de ingresos:

$$\ln(\tilde{Y}_i) = \hat{\alpha}_{0i} + (\hat{\beta}_i \hat{b}_{0i}) + (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \hat{b}_i) X_{Hi} + \hat{\epsilon}_{X_{Ei}} \hat{\beta}_i + \hat{\epsilon}_{Yi}, \quad (14)$$

donde X_{Hi} es una variable de control, pudiendo ser las medias de las variables heredadas u otro valor que nosotros consideremos apropiado. Nótese que a la ecuación (14) la hemos escrito de acuerdo a la ecuación (12).

Con la ecuación (14) es posible determinar el efecto total de las variables heredadas, a través de las variables de esfuerzo propio, sobre la distribución del ingreso.

3.3 Selección de los datos y análisis descriptivo

Una vez definida la teoría del modelo de ingresos, es necesario analizar las variables a utilizarse; por lo cual, el procedimiento realizado antes de ejecutar las correspondientes regresiones del modelo fue seleccionar los datos y analizar la calidad de los mismos.

3.3.1 Selección de los datos

“El universo objeto de la investigación para la ECV (2006) fue constituido por todos los hogares del área urbana y rural de la República del Ecuador, excluyendo los hogares de la Región Insular. La unidad de análisis o unidad de observación es el hogar. El marco de muestreo para la ECV (2006) fue construido en base al marco maestro construido por David Megill (U.S. Census Bureau) en el año 2002, el cual utilizó datos del VI Censo de Población y Vivienda del año 2001.”[17] “Los dominios de estudio, denominados Dominios de Estimación, son agrupaciones de centros poblados con características similares para los que se pretenden obtener estimaciones. Las 13.536 viviendas seleccionadas son distribuidas en 20 estratos tomando en cuenta, que los estratos son básicamente las provincias dentro de cada región formando 15 estratos, excepto las provincias de la Región Amazónica, las cuales conforman 1 sólo estrato; y, los grandes centros poblados urbanos que constituyen 4 estratos aparte.”[17] La base de datos ECV (2006) cuenta con 55.666 datos, a los cuales aplicamos las siguientes restricciones:

- Consideramos a las personas de 26 a 60 años de edad, en un esfuerzo por concentrarnos en los individuos que han finalizado la universidad y son potencialmente activos en el mercado laboral.
- Se seleccionaron a los individuos que estuvieron trabajando, y por consiguiente tuvieron ingresos laborales mensuales.
- Se consideraron a los individuos que tienen información de los padres. Esta restricción es importante ya que las variables correspondientes a los padres son parte de las variables explicativas del modelo.

Luego de seleccionar a los individuos entre 26 a 60 años de edad, la base se redujo a 20.315. A partir de estos datos, se discriminó a los individuos que tienen ingresos y a los que no. Esto se muestra en la tabla 1. Continuando con el análisis de los 15.106 individuos con ingresos, pasamos a seleccionar a los que tienen información de sus padres, pues son datos necesarios para el estudio. Los resultados se muestran en las tablas 2 y 3.

Variable	Frecuencia	Porcentaje
Tienen ingresos	15.106	74,36
No tienen ingresos	5.209	25,64
Total	20.315	100,0

Tabla 1. Distribución de las personas entre 26 y 60 años de edad que tienen ingresos. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Variable	Frecuencia	Porcentaje
El padre vive en el hogar	1.171	7,8
El padre no vive en el hogar	13.935	92,2
Total	15.106	100,0

Tabla 2. Frecuencias y porcentajes correspondientes a la pregunta N°9 (el padre de (...) vive en el hogar?), sección 2, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 60 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Variable	Frecuencia	Porcentaje
La madre vive en el hogar	973	7,0
La madre no vive en el hogar	12.962	93,0
Total	13.935	100,0

Tabla 3. Frecuencias y porcentajes correspondientes a la pregunta N°12 (la madre de (...) vive en el hogar?), sección 2, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 60 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

A partir de las tablas 2 y 3, eliminamos a los 1.171 individuos que viven con sus padres y a los 973 individuos que viven con sus madres, respectivamente. Estos datos los eliminamos, pues la ECV no toma información de los padres y madres si ellos viven en el hogar.

Al eliminar a estos grupos de individuos, los datos se redujeron a 12.962. Ahora, resta analizar a los individuos que conocen el nivel de instrucción de sus padres. Las tablas 4 y 5 muestran las frecuencias y porcentajes correspondientes.

Nivel de Instrucción	Frecuencia	Porcentaje
Primario	7.142	55,10
Secundario	1.209	9,33
Post bachillerato	39	0,30
Superior	468	3,61
Ninguno	2.779	21,44
No sabe	1.325	10,22
Total	12.962	100,0

Tabla 4. Frecuencias y porcentajes correspondientes al nivel de instrucción del padre, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 60 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Es necesario eliminar a los 1.325 individuos que *No sabe* el nivel de instrucción del padre y a los 284 individuos que *No sabe* el nivel de instrucción de la madre.

Nivel de Instrucción	Frecuencia	Porcentaje
Primaria	6.385	54,87
Secundaria	1.166	10,02
Post bachillerato	49	0,42
Superior	273	2,35
Ninguno	3.480	29,90
No sabe	284	2,44
Total	11.637	100,00

Tabla 5. Frecuencias y porcentajes correspondientes al nivel de instrucción de la madre, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 60 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

La base de datos es ahora de 11.353, mismos que serán utilizados en el análisis.

3.3.2 Análisis de las bases

Para realizar el análisis de la base es necesario detallar cuáles son las variables que se consideran en el modelo. Éstas y su tipo se muestran en la tabla 6.

Nº	Variable	Tipo	Categoría
1	Autoidentificación étnica (et)	Categórica	Mestizo Indígena (e1) Blanco (e2) Negro (e3) Mulato (e4) Otro, cuál?
2	Provincia de nacimiento (pn)	Categórica	Pichincha Azuay (p1) Bolívar (p2) Cañar (p3) Carchi (p4) Cotopaxi (p5) Chimborazo (p6) El Oro (p7) Esmeraldas (p8) Guayas (p9) Imbabura (p10) Loja (p11) Los Ríos (p12) Manabí (p13) Tungurahua (p14) Amazonía (p15)
3	Educación promedio de los padres (epp)	Discreta	
4	Diferencia de la educación de los padres (dep)	Discreta	
5	Educación del individuo (s)	Discreta	
6	Educación al cuadrado del individuo (sc)	Discreta	
7	Nacido en zona rural (nZR)	Dicotómica	Urbana Rural
8	Migrante (migra)	Dicotómica	Si No
9	Capacitación laboral (cl)	Dicotómica	Si No

Tabla 6. Detalle de las variables independientes a utilizar en el modelo. Los datos que están en paréntesis son las respectivas nomenclaturas que se utilizan al escribir las correspondientes ecuaciones en sección 4. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

• **Características de las variables heredadas**

Las variables heredadas o de oportunidad que se consideran en este estudio contienen información sobre el grupo étnico, el lugar de origen y la educación de los padres.

La etnia se mide a través de cuatro variables categóricas que registran si el individuo se autodefine indígena, blanco, negro o mulato. La etnia mestizo se toma como referencia, ya que los datos reflejan que la mayoría de la población ecuatoriana se autodefine como tal [17].

El lugar de origen establece las diferentes provincias del país donde el individuo nació, y se toma como punto de comparación la provincia donde está la capital del país, Pichincha.

Adicionalmente, se considera una variable auxiliar que controla si el individuo es nacido en zona rural.

La educación de los padres, que está expresada en número de años de estudio,⁷ considera dos valores que son: el promedio de años de educación en conjunto de los padres y la diferencia de años de estudio entre ellos [3, 15].

• **Características de las variables de esfuerzo propio**

Las variables de esfuerzo propio que se consideran contienen información sobre la educación del individuo, la migración laboral y la capacitación laboral.

La educación del individuo se mide en años y, además, a partir de ésta, se construye una variable auxiliar, la educación del individuo al cuadrado, con el objeto de capturar las posibles no linealidades[3].

La migración laboral es una variable dicotómica que define si el individuo ha migrado por trabajo al lugar donde fue encuestado en los últimos 5 años.

La capacitación laboral corresponde a si el individuo se encuentra actualmente capacitándose para mejorar en su trabajo, o al menos se ha capacitado durante los doce últimos meses anteriores a la fecha de la encuesta.

• **Análisis descriptivo**

El análisis descriptivo de los datos los realizaremos separadamente para hombres y mujeres, y en cada intervalo de edad.

Considerando la edad de los individuos se separó en intervalos de 5 años, es decir, de 26 a 30 años de edad (nacidos entre 1976 y 1980), de 31 a 35 años de edad (nacidos entre 1971 y 1975), de 36 a 40 años de edad (nacidos entre 1966 y 1970), de 41 a 45 años de edad (nacidos entre 1961 y 1965), de 46 a 50 años de edad (nacidos entre 1956 y 1960), de 51 a 55 años de edad (nacidos entre 1951 y 1955) y de 56 a 60 años (nacidos entre 1946 y 1950)[3].

Este método, además de permitir medir el rol de la desigualdad de oportunidades, en la forma de desigualdad de los ingresos observados, para una determinada edad, nos

permite observar entre cada generación los cambios de cada una de las variables independientes y, los efectos sobre el ingreso, así como la influencia de la movilidad social. Adicionalmente, la segmentación realizada permitirá analizar los diferentes efectos en el desempeño económico de los individuos, a medida que pasa el tiempo; y, dependiendo de los resultados, formular recomendaciones de índole político para mitigar problemas socioeconómicos.

La distribución de los datos entre hombres y mujeres se observa en la tabla 7.

Sexo	Frecuencia	Porcentaje
Hombre	6.905	60,8
Mujer	4.448	39,2
Total	11.353	100,0

Tabla 7. Frecuencias y porcentajes correspondientes al sexo, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 60 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Trabajaremos con 6.905 datos para el caso de los hombres y con 4.448 datos para el caso de las mujeres. Luego, como ya se mencionó, es necesario separar los datos por intervalos de edades.

Por el tamaño de la información de todos los intervalos, solamente presentaremos el proceso para el primer intervalo de edad, es decir, consideraremos los hombres entre 26 y 30 años (nacidos entre 1976 y 1980).

• **Variable etnia**

Como se puede observar en la tabla 8 todos los datos son representativos (entendiéndose por datos no representativos a aquellos datos, cuya frecuencia es muy baja correspondiente a un porcentaje menor a 1%), por lo que no es necesario realizar ningún proceso de depuración.

Autoidentificación étnica	Frecuencia	Porcentaje
Mestizo	928	77,08
Indígena	124	10,30
Blanco	86	7,14
Negro	38	3,16
Mulato	28	2,33
Total	1.204	100,00

Tabla 8. Frecuencias y porcentajes correspondientes a la etnia, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 30 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

• **Variable provincia de nacimiento⁸**

Con respecto a la variable provincia de nacimiento tampoco es necesario realizar ningún proceso de depuración.

⁷La educación, tanto de los individuos como de los padres están dadas en la ECV (2006) como variables categóricas (nivel de estudios aprobado y cuál es el año más alto que ha aprobado); por tal motivo, fue necesario calcular los años de estudio en función de las dos variables.

⁸Esta variable no está explícita en la base de datos, es una variable recodificada.

Provincia de Nacimiento	Frecuencia	Porcentaje
Manabí	160	13,3
Guayas	140	11,6
Pichincha	109	9,1
Los Ríos	94	7,8
Azuay	84	7,0
Tungurahua	73	6,1
El Oro	72	6,0
Bolívar	68	5,6
Loja	64	5,3
Cotopaxi	60	5,0
Chimborazo	60	5,0
Imbabura	56	4,7
Amazonía	53	4,4
Esmeraldas	48	4,0
Carchi	42	3,5
Cañar	21	1,7
Total	1.204	100,0

Tabla 9. Frecuencias y porcentajes correspondientes a la provincia de nacimiento, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 30 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

• **Variable Educación promedio de los padres**

Años de Instrucción	Frecuencia	Porcentaje
0	286	23,75
1	13	1,08
2	57	4,73
3	114	9,47
4	56	4,65
5	24	1,99
6	459	38,12
8	3	0,25
9	11	0,91
10	33	2,74
11	9	0,75
12	4	0,33
13	76	6,31
14	1	0,08
15	5	0,42
16	4	0,33
17	7	0,58
18	17	1,41
19	23	1,91
21	2	0,17
Total	1.204	100,00

Tabla 10. Frecuencias y porcentajes correspondientes a los años de instrucción del padre, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 30 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Para analizar la variable Educación promedio de los pa

adres es necesario analizar los años de instrucción del padre y de la madre. Los resultados se muestran en la tabla 10.

Decidimos agrupar los valores en el siguiente orden, de tal forma que todos los datos sean representativos:

Años de Instrucción	Frecuencia	Porcentaje
0	286	23,75
1	16	1,33
2	57	4,73
3	114	9,47
4	56	4,65
5	24	1,99
6	459	38,12
9	15	1,25
10	33	2,74
11	14	1,16
13	76	6,31
17	13	1,08
18	18	1,50
19	23	1,91
Total	1.204	100,00

Tabla 11. Frecuencias y porcentajes correspondientes a los años de instrucción del padre, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 30 años de edad, luego de agrupar valores. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Para el caso de la madre, la distribución es como sigue:

Años de Instrucción	Frecuencia	Porcentaje
0	301	25,00
1	12	1,00
2	61	5,07
3	113	9,39
4	54	4,49
5	27	2,24
6	408	33,89
8	6	0,50
9	9	0,75
10	51	4,24
11	8	0,66
12	9	0,75
13	80	6,64
15	3	0,25
16	6	0,50
17	23	1,91
18	22	1,83
19	10	0,83
20	1	0,08
Total	1.204	100,00

Tabla 12. Frecuencias y porcentajes correspondientes a los años de instrucción de la madre, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 30 años de edad. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Del mismo modo que para los hombres, agrupamos valores de la siguiente forma:

Años de Instrucción	Frecuencia	Porcentaje
0	301	25,00
1	12	1,00
2	61	5,07
3	113	9,39
4	54	4,49
5	27	2,24
6	408	33,89
9	15	1,25
10	51	4,24
12	15	1,25
13	80	6,64
17	26	2,16
18	23	1,91
19	18	1,50
Total	1.204	100,00

Tabla 13. Frecuencias y porcentajes correspondientes a los años de instrucción de la madre, considerando a las personas ocupadas entre 26 y 30 años de edad, luego de agrupar valores. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Además del análisis descriptivo que hasta aquí se ha presentado, se analizó también las variables: “educación promedio de los padres, diferencia años de estudio de los padres y años de estudio del individuo”. Sin embargo, resta analizar la variable dependiente, ingreso laboral. Debido a que esta variable no está explícita en la encuesta, se consideró el ingreso laboral mensual calculado por el INEC para la ECV (2006).

Con el objeto de determinar datos atípicos se realizó un diagrama de caja, que se lo puede observar en la figura 3.

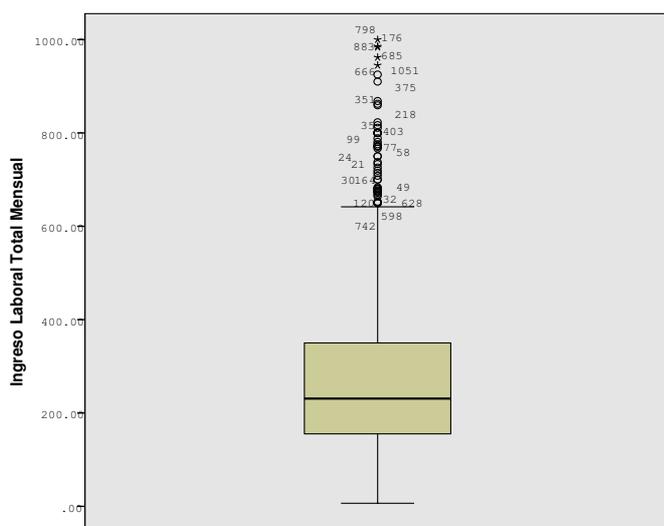


Figura 3. Diagrama de caja del Ingreso laboral mensual. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Como se puede observar existen datos atípicos, por lo cual, es necesario eliminarlos para evitar posibles inconsistencias, obteniendo de esta manera una base total de 1.059 individuos, para el caso de los hombres nacidos entre 1976 y 1980, es decir, con una edad entre 26 y 30 años. Procedimientos similares se realizó para el resto de intervalos.

4 Análisis y discusión de datos: el caso ecuatoriano

En esta sección se presenta la aplicación al caso ecuatoriano. Se calculará en primer lugar el efecto parcial, utilizando los estimadores de la ecuación de ingresos y las medias de las variables heredadas; en segundo lugar, el efecto total, al reemplazar la ecuación de esfuerzos propios en la ecuación de ingresos y, finalmente, se calculará el coeficiente de Gini con el propósito de medir la disminución o no en la desigualdad de los ingresos.

4.1 El efecto parcial

Para determinar el efecto parcial que tienen las variables heredadas en la distribución de los ingresos, en primer lugar, es necesario calcular los estimadores de la ecuación de ingresos, ecuación (9). Luego se utilizan las medias de las variables heredadas y los datos de la variable de esfuerzo propio que nos permitirá realizar los cálculos de la simulación del ingreso laboral hipotético.

4.1.1 Los ingresos

La forma desagregada de la ecuación (9) es como sigue:

$$\ln(Y_i) = \alpha_0 + \alpha_{et}et_i + \alpha_{pn}pn_i + \alpha_{epp}epp_i + \alpha_{dep}dep_i + \alpha_{nzt}nzt_i + \beta_s s_i + \beta_{sc}sc_i + \beta_m migra_i + \beta_{cl}cl_i + \epsilon_{Y_i} \quad (15)$$

donde

- Y_i : es el ingreso laboral.
- et : es la variable categórica etnia.
- pn : es la variable categórica provincia de nacimiento.
- epp : es la educación promedio de los padres.
- dep : es la diferencia entre la educación del padre y de la madre.
- nzt : es la variable dicotómica nacidos en zona rural.
- s : es la educación del individuo.
- sc : es la educación del individuo elevada al cuadrado.
- $migra$: es la variable dicotómica migración laboral.

- cl : es la variable dicotómica capacitación laboral.
- α_i, β_j : son los estimadores.
- ϵ_{Y_i} : es el término residual que tiene una distribución $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

Dentro de la variable etnia (et), hay cuatro variables dicotómicas (desde e1 hasta e4) y dentro de la variable provincia de nacimiento (pn) hay quince variables dicotómicas (desde p1 hasta p15), mismas que se encuentran detalladas en la tabla 6.

Las ecuaciones de ingresos fueron estimadas por intervalos, separadamente para hombres y mujeres, utilizando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

Los coeficientes de determinación R^2 , para cada una de los modelos, son bajos; sin embargo, el análisis de varianza, ANOVA, que nos informa si existe o no relación significativa entre las variables, indica que sí existe relación. Los resultados de R^2 y del nivel crítico⁹ de la tabla ANOVA los podemos ver en las tablas 14 y 15 que, además, contienen los resultados de los estimadores y el número de observaciones de cada intervalo. El coeficiente de correlación R^2 , tanto para el caso de los hombres como para el de las mujeres, entre 31 y 35 años de edad, es 0,28.

Estudios similares realizados en Brasil y Colombia presentan resultados con coeficientes de determinación bajos [3, 15], permitiéndonos en cierta forma aceptar los resultados obtenidos en el presente estudio, pues son similares.

En el caso de Brasil presenta coeficientes de determinación R^2 entre 0,36 y 0,45 para el caso de la ecuación de ingresos de los hombres, pero para el caso de las mujeres no presentan dichos resultados. Mientras que para la ecuación de estudios de los hombres, presentan un R^2 entre 0,34 y 0,43 y para las mujeres un R^2 entre 0,36 y 0,46. También es importante resaltar la base de datos con la que trabajan, 5.812 datos.

Por otra parte, Colombia presenta un R^2 entre 0,29 y 0,41 para el caso de la ecuación de ingresos de los hombres, pero para el caso de las mujeres, al igual que Brasil, no presentan dichos resultados. La ecuación de estudios de los hombres presentan un R^2 entre 0,33 y 0,54 y para las mujeres un R^2 entre 0,31 y 0,42. La base de datos con la que trabajaron en la ecuación de ingresos para el caso de los hombres es de 1'287.828 datos, y para el caso de las mujeres es de 1.003 datos. La base de datos con la que trabajaron en la ecuación de estudios para el caso de los hombres es de 1'287.828 datos y, para el caso de las mujeres es de 1'729.408 datos.

Los resultados para el caso ecuatoriano, correspondiente a los hombres, se presentan en la tabla 14.

Para el caso de los hombres con una edad entre 31 y 35 años, la ecuación de ingresos, considerando los estimadores significativos es:

$$\ln(\hat{Y}_i) = 5,1674 - 0,5040p_{2i} - 0,3434p_{6i} - 0,2818p_{9i} - 0,3094p_{11i} - 0,3664p_{12i} - 0,3383p_{13i} - 0,2973p_{14i} - 0,3167p_{15i} + 0,0213ep_{pi} + 0,0399s_i - 0,1864n_{zr_i} + 0,2786cl_i + \hat{\epsilon}_{Y_i}, \quad (16)$$

donde $\hat{\epsilon}_{Y_i}$ son los resultados del error de la ecuación de ingresos para cada individuo i . Esta notación de los resultados del error, la utilizaremos en todas las ecuaciones que hemos tomado como ejemplo para mostrar los resultados obtenidos.

De la ecuación (16), para este caso específico, hombres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si se considera la nula influencia de las variables heredadas y de esfuerzo propio, se observa que los hombres tienen un ingreso mayor que el de las mujeres (comparar las ecuaciones (16) y (17)).
- Si la educación de los padres se incrementara un año, el ingreso del individuo crecería en un 2 %.
- Si la educación del individuo se incrementara en un año, su ingreso crecería en un 3 %.
- Si el individuo nació en zona rural, su ingreso disminuiría en un 18 %.
- Si el individuo se ha capacitado para mejorar su trabajo, durante los últimos doce meses, su ingreso se incrementaría en un 27 %.

Los resultados para el caso de la mujeres de presentan en la tabla 15.

Para el caso de las mujeres, con una edad entre 31 y 35 años, la ecuación de ingresos, considerando los estimadores significativos, es:

$$\ln(\hat{Y}_i) = 4,4652 - 0,3174p_{1i} - 0,9270p_{3i} - 0,4865p_{9i} - 0,3110p_{11i} - 0,6944p_{12i} - 0,3944p_{13i} - 0,5929p_{15i} + 0,0356ep_{pi} + 0,0068sc_i + 0,4524cl_i + \hat{\epsilon}_{Y_i} \quad (17)$$

De la ecuación (17), para este caso específico, mujeres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Como se mencionó para el caso de los hombres, si se considera la nula influencia de las variables heredadas y de esfuerzo propio, se observa que las mujeres tienen menores ingresos que los hombres (comparar las ecuaciones (16) y (17)).
- Si la educación de los padres se incrementara un año, el ingreso del individuo crecería en un 3,6 %.
- Si la educación del individuo se incrementara en un año, su ingreso crecería en un 0,7 %.

⁹El nivel crítico (Sig.) indica que, si suponemos que el valor poblacional de R es cero, es improbable (probabilidad = 0,000) que R , tome el valor obtenido. Lo cual implica que R es mayor que cero y que, en consecuencia, las variables dependiente e independientes están linealmente relacionadas.

- Si el individuo se ha capacitado para mejorar su trabajo, durante los últimos doce meses, su ingreso se incrementaría en un 45 %.

A continuación se realiza un análisis general de todos los intervalos de edad, tanto de hombres como de mujeres. Así, los resultados de las regresiones muestran que la constante, tanto para hombres como para mujeres, en todos los intervalos, es positivo, siendo mayor para el caso de los hombres; así, su estimador correspondiente es más alto para los que están entre 26 y 30 años de edad¹⁰. En el caso de las mujeres, el estimador correspondiente a la constante es más alto para las que están entre 46 y 50 años de edad. Este hecho, si la influencia de las variables heredadas y de esfuerzo propio es nula, refleja que en promedio los hombres tienen salarios más altos que las mujeres: ver figura 4. La influencia nula de las variables heredadas sobre el ingreso de los individuos significaría que el individuo se autoidentifica como mestizo, que ha nacido en la provincia de Pichincha, que sus padres no tienen estudios y que ha nacido en zona urbana. Mientras que la influencia nula de las variables de esfuerzo propio significaría que el individuo no ha estudiado, no se ha capacitado para conseguir o mejorar su trabajo durante los últimos doce meses ni ha migrado en los últimos cinco años para conseguir un trabajo mejor remunerado.

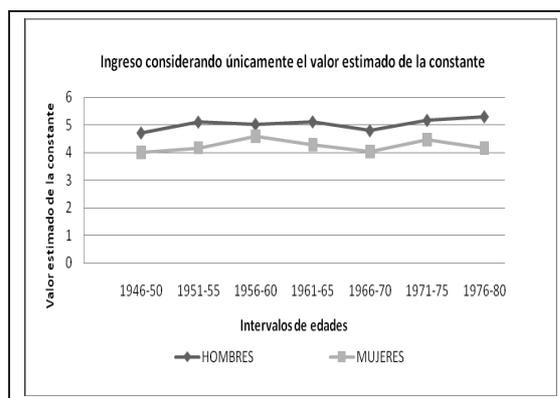


Figura 4. Estimadores de la ecuación de ingresos correspondientes a la constante. Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, tomando en cuenta las variables heredadas y considerando los valores significativos, en general, tanto para los hombres como para las mujeres tuvieron los siguientes efectos en los ingresos: la etnia fue negativa, la provincia de nacimiento fue negativa, en comparación con la provincia de Pichincha (provincia de referencia), la edu-

cación de los padres fue positiva y el nacimiento en zona rural fue negativo.

Mientras Las variables de esfuerzo propio tuvieron los siguientes efectos en los ingresos: la educación del individuo fue positiva, la migración laboral fue positiva, únicamente para el caso de los hombres con una edad entre 56 y 60 años y, la capacitación laboral fue positiva.

A continuación se realiza el análisis individual de las variables en estudio.

• Etnia

Los resultados correspondientes a la variable etnia, en general, tanto en el caso de los hombres como en de las mujeres, muy pocos son los significativos¹¹, lo que indicaría que la variación del ingreso laboral no depende en gran manera de la variable etnia. Los estimadores significativos, en su mayoría, son negativos, siendo el efecto negativo en los ingresos mayor para las mujeres.

• Provincia de Nacimiento

Para el caso de la variable provincia de nacimiento tenemos un escenario similar al de la etnia: no todos son significativos y en su mayoría son con signo negativo en comparación con los nacidos en la provincia de Pichincha. Por ejemplo, los hombres nacidos en Esmeraldas con edad entre 56 y 60 años son los que mayor desventaja tienen, pues el estimador correspondiente es el valor más bajo; lo que significaría que son los que menores ingresos tienen en comparación con el resto de los nacidos en otras provincias, y sin considerar las demás variables. En el caso de las mujeres, las nacidas en la provincia de Cañar con edad entre 31 y 35 años son las que menores ingresos tienen; sin embargo, a diferencia de los hombres, esta variable tiene menor influencia en el ingreso de las mujeres.

• Educación de los padres

Los estimadores de la variable educación promedio de los padres son significativos y con signo positivo, para el caso de los hombres con una edad entre 31 y 45 años, donde se puede decir que la educación de los padres es un factor importante en los ingresos de los individuos.

Para el caso de las mujeres los estimadores correspondientes son significativos y con signo positivo para las que están con una edad entre 31 y 40 años y, entre 46 y 50 años. La influencia positiva sobre los ingresos es mayor para las mujeres.

¹⁰Tener presente que los datos fueron tomados en el año 2006.

¹¹Los resultados al ejecutar las regresiones presentan las pruebas t y sus niveles críticos, mismos que sirven para contrastar la hipótesis nula de que un coeficiente de regresión vale cero en la población. Niveles críticos muy pequeños (generalmente menores que 0,05) indican que debemos rechazar esa hipótesis nula. Por tal motivo, llamaremos estimadores significativos a aquellos, cuyo nivel crítico fue menor que 0,05.

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50		1951-55		1956-60		1961-65		1966-70		1971-75		1976-80	
	56-60	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30							
(Constant)	4,7228*	5,1063*	5,0242*	5,1163*	4,8025*	5,1674*	5,2949*							
Indígena (e1)	-0,2313	-0,0520	-0,1843*	-0,2565*	-0,1452**	-0,1273	-0,2515*							
Blanco (e2)	-0,1269	-0,0242	0,0051	0,0117	-0,0299	0,0036	0,0852							
Negro (e3)	0,5716*	0,1437	-0,1122	0,0767	0,1121	-0,0285	-0,1420							
Mulato (e4)	0,2931	0,3761	-0,1631	0,0611	0,1479	-0,0145	0,0713							
Azuay (p1)	-0,0762	-0,1489	0,0441	-0,0983	0,1557	0,1928	-0,0040							
Bolívar (p2)	-0,2601	-0,2451	-0,1649	-0,2104	-0,1534	-0,5040*	-0,0956							
Cañar (p3)	-0,2848	-0,1699	0,0391	0,1070	0,1630	-0,0146	-0,4181							
Carchi (p4)	-0,1447	-0,1306	0,2137	-0,1501	0,0824	-0,1089	-0,1300							
Cotopaxi (p5)	0,1940	0,2109	0,0295	-0,1047	-0,0004	-0,0072	-0,0169							
Chimborazo (p6)	-0,2399	-0,3608*	-0,0684	0,0041	-0,0131	-0,3434*	-0,1241							
El Oro (p7)	0,1917	-0,2251	0,0608	-0,1227	-0,0365	-0,2459	0,0075							
Esmeraldas (p8)	-1,2906*	-0,5828*	0,1310	-0,3871	-0,2335	-0,3188	-0,1799							
Guayas (p9)	-0,1493	-0,4756*	-0,0486	-0,1096	-0,1170	-0,2818*	-0,2184*							
Imbabura (p10)	-0,1310	-0,3878*	-0,2238	-0,0185	0,1076	-0,1257	0,0261							
Loja (p11)	-0,5801*	-0,5884*	-0,2296	-0,1801	-0,2599*	-0,3094*	-0,3075*							
Los Ríos (p12)	-0,2022	-0,4524*	-0,1336	-0,3106*	-0,2233*	-0,3664*	-0,2581*							
Manabí (p13)	-0,2977	-0,5187*	-0,0202	-0,2975*	-0,1680**	-0,3383*	-0,4137*							
Tungurahua (p14)	-0,55069*	-0,5023*	0,0763	0,0983	0,0500	-0,2973*	-0,1119							
Amazonía (p15)	-0,4271	-0,3595	-0,0889	-0,3028*	-0,3427*	-0,3167*	-0,0620							
Educación promedio de los padres (epp)	0,0231	0,0134	0,0153	0,0228*	0,0365*	0,0213*	-0,0041							
Diferencia Educación padre y madre (dep)	-0,0143	-0,0237*	-0,0014	-0,0151*	0,0100	-0,0113	-0,0034							
Educación del Individuo (s)	0,0990*	0,0850*	0,0507*	0,0587*	0,0820*	0,0399*	0,0186							
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	-0,0022	-0,0011	0,0005	-0,0006	-0,0015	0,0007	0,0019							
Nacido en zona rural (nzt)	-0,1507	-0,22733*	-0,2143*	-0,1696*	-0,0841*	-0,1864*	-0,2562*							
Migración laboral (migra)	0,6302*	-0,3988	0,0195	0,0107	0,0862	0,1134	0,0583							
Capacitación Laboral (cl)	0,5547*	0,4090*	0,2941*	0,2903*	0,2128*	0,2786*	0,2404*							
Número de observaciones	586	742	874	988	1134	1060	1059							
R2	0,28	0,29	0,27	0,23	0,26	0,28	0,24							
ANOVA: Sig. (F)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00							

Nota: * Significativo al 5 %, ** Significativo al 10 %.

Tabla 14. Estimadores de las ecuaciones del ingreso laboral de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50		1951-55		1956-60		1961-65		1966-70		1971-75		1976-80	
	56-60	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30							
(Constant)	4,0037*	4,1743*	4,5940*	4,2930*	4,0374*	4,4652*	4,1612*							
Indígena (e1)	-0,0022	0,0652	-0,3818*	-0,1233	0,3054*	-0,2061	0,0590							
Blanco (e2)	0,0234	-0,1117	-0,1002	-0,3257*	0,0856	-0,1594	0,0641							
Negro (e3)	-1,1064*	0,6288	-0,5866**	0,5854*	0,3119	0,1074	-0,3195							
Mulato (e4)	-1,2135*	0,0465	-0,2899	0,2738	0,2090	0,2397	-0,4210							
Azuay (p1)	-0,4971	-0,2559	-0,3414	-0,2773	-0,1831	-0,3174**	-0,2933							
Bolívar (p2)	-0,1201	-0,2203	0,0451	-0,2425	-0,2042	-0,1934	-0,4072**							
Cañar (p3)	-0,8861*	-0,8929*	-0,4770**	-0,2862	-0,2133	-0,9270*	-0,4208							
Carchi (p4)	-0,4835	-0,3200	-0,4419	-0,3057	-0,54067*	-0,3044	-0,3072							
Cotopaxi (p5)	-0,0008	-0,1231	-0,2851	-0,2213	-0,3098	-0,1886	0,0885							
Chimborazo (p6)	-0,0980	-0,3484	-0,2453	0,0063	-0,5654*	-0,2220	-0,2620							
El Oro (p7)	0,2425	-0,1110	-0,5355*	-0,47184*	-0,3113	-0,2415	-0,1759							
Esmeraldas (p8)	0,3174	-0,3992	0,0481	-0,5116*	-0,3315	-0,3852	0,2384							
Guayas (p9)	-0,1712	-0,1922	-0,5979*	-0,4281*	-0,3794*	-0,4865*	-0,1592							
Imbabura (p10)	0,3178	-0,0271	-0,5428*	-0,0275	-0,1420	0,1042	0,2347							
Loja (p11)	-0,6522*	-0,2084	-0,2794	-0,4860*	-0,2014	-0,3110**	-0,0594							
Los Ríos (p12)	-0,3287	-0,4466**	-0,5068	-0,4795*	-0,2688	-0,6944*	-0,0273							
Manabí (p13)	-0,2597	-0,2386	-0,7195*	-0,2960	-0,3264*	-0,3944*	-0,2170							
Tungurahua (p14)	-0,3518	0,1997	-0,7319*	0,1264	-0,1478	-0,1416	0,0119							
Amazonía (p15)	-0,7996	-0,3248	-0,3850	-0,4510*	-0,1699	-0,5929*	-0,3172							
Educación promedio de los padres (epp)	0,0134	0,0063	0,0480*	0,0035	0,0318*	0,0356*	0,0138							
Diferencia Educación padre y madre (dep)	0,0154	0,0187	-0,0036	-0,0109	0,0080	-0,0197	-0,0018							
Educación del Individuo (s)	0,0988*	0,0514	0,0172	0,0392	0,0905*	-0,0561	0,0190							
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0002	0,0027	0,0028	0,0032*	-0,0008	0,0068*	0,0033**							
Nacido en zona rural (nzt)	-0,1304	-0,1741	-0,1312	-0,2334*	-0,1866*	0,0147	-0,2341*							
Migración laboral (migra)	0,2705	0,2273	-0,2498	0,1502	-0,2261	-0,0104	-0,0538							
Capacitación laboral (cl)	0,7282*	0,6024*	0,4774*	0,5314*	0,5183*	0,4524*	0,2726*							
Número de observaciones	314	466	556	712	790	702	697							
R2	0,40	0,39	0,29	0,30	0,25	0,28	0,23							
ANOVA: Sig. (F)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00							

Nota: * Significativo al 5 %, ** Significativo al 10 %

Tabla 15. Estimadores de las ecuaciones del ingreso laboral de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

En la variable diferencia de la educación de los padres, los estimadores son significativos y con signo negativo para el caso de los hombres entre 41 y 45 años y, entre 51 y 55 años de edad. Mientras que para las mujeres, los estimadores no son significativos para ningún intervalo. Este hecho revela, que la educación de la madre tiene influencia positiva únicamente en el ingreso del hijo, pues los estimadores son negativos y al tener mayor educación la madre que el padre, la variable diferencia de la educación de los padres sería negativa, y por consiguiente, el efecto sobre el ingreso sería positivo.

• Nacido en zona rural

Los estimadores de la variable nacido en zona rural para el caso de los hombres no son significativos para los que están entre 56 y 60 años de edad, mientras que para los demás intervalos son significativos y con signo negativo; lo que significa que los nacidos en zona urbana tienen mayores ingresos que los que nacieron en zona rural.

Para el caso de las mujeres, los estimadores son significativos y con signo negativo, para las que tienen una edad entre 26 y 30 años y, entre 36 y 45 años, siendo el efecto negativo mayor que el de los hombres, es decir, que si comparamos con la zona urbana, que es la zona de referencia, las mujeres tienen menores ingresos que los hombres también nacidos en zona rural.

Consideremos ahora las variables de esfuerzo propio:

• Educación del individuo

Los coeficientes que representan la variable educación del individuo, para el caso de los hombres, no son significativos para los que están entre 26 y 30 años de edad, para los demás intervalos son significativos con signo positivo. Esto indica que la variable es influyente en el ingreso laboral, pues, en promedio, por cada año adicional de educación del individuo, su salario se incrementa en un 5%.

Para el caso de las mujeres, a diferencia de los hombres, esta variable no es tan influyente, pues solamente para dos intervalos, los estimadores son significativos.

Por otro lado, los estimadores que representan a la variable educación del individuo al cuadrado, no son significativos para ninguna edad de los hombres; y para las mujeres lo son sólo para dos intervalos y en valores muy bajos; por lo que, en general, se puede decir que esta variable no es influyente en el ingreso laboral, y, por lo tanto, el efecto de los años de escolaridad sobre el ingreso tiene forma lineal.

• Migración Laboral

Esta variable, en general, no es influyente en el ingreso de los hombres ni en el de las mujeres, aunque existe un caso particular en los hombres de 56 a 60 años de edad, cuyo estimador es significativo y con signo positivo, lo cual indica que su ingreso sería 60% más que los demás.

• Capacitación Laboral

Los estimadores de la variable capacitación laboral no son significativos únicamente para un intervalo que corresponde a los individuos entre 51 y 55 años de edad, para los demás intervalos son significativos y con signo positivo, tanto en hombres como en mujeres, siendo mayor la influencia de esta variable sobre el ingreso en el caso de las mujeres. Además, se puede notar que tanto en hombres como en las mujeres, esta variable tiene mayor influencia en las generaciones mayores que en las generaciones jóvenes.

4.1.2 Simulación - efecto parcial

La simulación del ingreso laboral hipotético se realiza utilizando los estimadores y los errores calculados anteriormente, las medias de las variables heredadas y la serie de las variables de esfuerzo propio.

La ecuación (13) considerando las variables indicadas es:

$$\ln(\tilde{Y}_i) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_e \bar{e}_i + \hat{\alpha}_{pn} \bar{p}n_i + \hat{\alpha}_{ep} \bar{e}p_i + \hat{\alpha}_{dep} \bar{d}ep_i + \hat{\alpha}_{nzt} \bar{n}zt_i + \hat{\beta}_s \bar{s}_i + \hat{\beta}_{sc} \bar{s}c_i + \hat{\beta}_m \bar{m}igra_i + \hat{\beta}_{cl} \bar{c}l_i + \hat{\epsilon}_{Y_i} \quad (18)$$

donde,

- \tilde{Y}_i : es el ingreso hipotético,
- $\bar{e}_i, \bar{p}n_i, \bar{e}p_i, \bar{d}ep_i, \bar{n}zt_i$: son las medias de las variables heredadas,
- $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_j, \hat{u}_i$: estimadores de MCO.

Ahora, para calcular el ingreso hipotético es necesario utilizar los coeficientes y errores obtenidos al estimar la regresión correspondiente a la ecuación (15). También es necesario utilizar las medias de las variables heredadas u otros valores que consideremos convenientes y, las series originales de las variables de esfuerzo.

• Ejemplo

Si consideramos el siguiente escenario para todos los individuos:

- La etnia es mestiza.
- La provincia de nacimiento es Pichincha.
- La educación promedio de los padres es de 12 años.
- La diferencia entre la educación del padre y la madre es de 0 años, es decir, tienen el mismo nivel de educación.
- Haya nacido en zona urbana.

La ecuación de ingreso hipotético para el caso de los hombres entre 31 y 35 años de edad es:

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 5,1674 + 0,0213epp_i + 0,0399s_i - 0,1864n_zr_i + 0,2786cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (19)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 5,1674 + 0,0213(12) + 0,0399s_i - 0,1864(0) + 0,2786cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (20)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 5,1674 + 0,2556 + 0,0399s_i + 0,2786cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (21)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 5,423 + 0,0399s_i + 0,2786cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (22)$$

La etnia y la provincia de nacimiento son variables de referencia, por tal motivo toman valores igual a cero en este caso.

De la ecuación (22), para este caso específico, hombres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si se considera la nula influencia de las variables de esfuerzo propio, se observa que los hombres tienen mayores ingresos que las mujeres (comparar las ecuaciones (22) y (26)).
- Si la educación de los padres es de 12 años, el ingreso del individuo crecería en un 25,6 %.
- Si el individuo nació en zona urbana, su ingreso a diferencia de los que nacieron en zona rural, crecería en un 18,7 %.
- Si la educación del individuo se incrementara en un año, su ingreso crecería en un 0,4 %.
- Si el individuo se ha capacitado para mejorar su trabajo, durante los últimos doce meses, su ingreso se incrementaría en un 29 %.

Por otro lado, si consideramos el mismo escenario para las mujeres, la ecuación de ingreso hipotético para las mujeres entre 31 y 35 años de edad es:

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 4,4652 + 0,0356epp_i + 0,0068sc_i + 0,4524cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (23)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 4,4652 + 0,0356(12) + 0,0068sc_i + 0,4524cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (24)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 4,4652 + 0,4272 + 0,0068sc_i + 0,4524cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (25)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 4,8924 + 0,0068sc_i + 0,4524cl_i + \widehat{\epsilon}_{Y_i} \quad (26)$$

De la ecuación (26), para este caso específico, mujeres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si se considera la nula influencia de las variables de esfuerzo propio, se observa que las mujeres tienen menores ingresos que los hombres (comparar las ecuaciones (22) y (26)).

- Si la educación de los padres es de 12 años, el ingreso del individuo crecería en un 42,7 %.
- Si la educación del individuo se incrementara en un año, su ingreso crecería en un 0,7 %.
- Si el individuo se ha capacitado para mejorar su trabajo, durante los últimos doce meses, su ingreso se incrementaría en un 45,2 %.

La diferencia entre el nivel de desigualdad observado, es decir, el coeficiente de Gini calculado en base al ingreso observado, y el que resulta con esta nueva distribución del ingreso, es decir, el coeficiente de Gini calculado en base a la ecuación (18) una vez reemplazado los valores correspondientes, corresponde al efecto parcial de las variables heredadas sobre el ingreso. Estos resultados se presentan en la sección correspondiente al cálculo y análisis del coeficiente de Gini, sección 4.3.2.

4.2 El efecto total

Para determinar el efecto total, en primer lugar, es necesario determinar las ecuaciones del esfuerzo propio.

4.2.1 Las variables de esfuerzo propio

Para determinar la educación del individuo, utilizaremos el método de MCO, mientras que para la migración y la capacitación laboral, por ser variables cualitativas, utilizaremos un modelo Logit. La forma desagregada que se aplica a las tres variables (estudios, migración laboral y capacitación laboral) es:

$$X_{Eki} = b_0 + b_{1k}et_i + b_{2k}pn_i + b_{3k}epp_i + b_{4k}dep_i + b_{5k}n_zr_i + \epsilon_{X_{Eki}}, \quad (27)$$

donde

- X_{Eki} : es la variable de esfuerzo propio a considerar, así si:
 - $k = 1$, X_{E1} = estudio del individuo.
 - $k = 2$, X_{E2} = migración.
 - $k = 3$, X_{E3} = capacitación laboral.
- et : es la variable categórica etnia.
- pn : es la variable categórica provincia de nacimiento.
- epp : es la educación promedio de los padres.
- dep : es la diferencia entre la educación del padre y de la madre.
- b_{rk} : son los estimadores.
- $\epsilon_{X_{Eki}}$: es el término residual que tiene distribución $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

Observación: Por facilidad, a la variable de esfuerzo propio, estudio del individuo, la notaremos como (S) en lugar de X_{E1} .

A continuación se presentan los resultados obtenidos al ejecutar las regresiones para cada una de las variables de esfuerzo propio, cabe recalcar que de los resultados obtenidos, únicamente la variable de esfuerzo propio correspondiente al estudio del individuo fue significativa, las demás, tanto la migración laboral como la capacitación laboral no fueron significativas, por lo que no se incluirán en la ecuación de ingreso hipotético para determinar el efec-

to total de las variables heredadas en la distribución del ingreso; únicamente se presentan los resultados obtenidos de acuerdo a la validez del modelo.

Para el caso de la variable de estudio, como los resultados fueron significativos, además de los resultados se presenta un breve análisis.

• **Variable de esfuerzo propio: estudio del individuo**

En la tabla 16 se puede observar los resultados obtenidos para la ecuación de estudios de los hombres.

AÑO NACIMIENTO 1946-50 (EDAD)	1951-55 56-60	1956-60 51-55	1961-65 46-50	1966-70 41-45	1971-75 36-40	1976-80 31-35	26-30
(Constant)	5,8378*	5,5036*	6,7481*	7,7080*	7,6063*	7,4031*	7,2541*
Indígena	-2,1046*	-1,9753*	-2,0846*	-1,7710*	-0,7016*	-0,4597	0,0283
Blanco	-0,9817*	-1,1648*	-0,1021	-0,8941	-1,1476*	0,0385	-0,4390
Negro	0,2419	-1,2278	-1,0103	-1,9159*	-1,0435*	-1,2040*	0,4954
Mulato	-0,6223	-0,4443	0,6118	-1,2400	-0,6397	-0,5725	0,0932
Azuay	-0,7659	-0,2078	-0,8040	-0,7214	0,2621	-0,2358	-0,1449
Bolívar	-2,0006*	-0,8666	-1,1807	-0,9549	-0,6090	0,0469	0,1459
Cañar	-0,6234	0,1082	-0,9602	-0,0616	-0,5006	0,2388	0,3588
Carchi	-1,2130	-0,3980	-1,1268	-1,0456	-1,3080*	0,3784	-0,3337
Cotopaxi	-1,5489*	0,1558	-0,6909	-0,3112	-0,2782	0,3700	0,6066
Chimborazo	-0,8844	0,2790	-0,2744	-0,2258	0,0981	0,0332	0,3149
El Oro	-1,1378	-0,6465	-1,0140	-0,1580	-1,20107*	0,0389	-1,1249*
Esmeraldas	-1,6833	-0,4246	-1,7722*	-0,6762	-1,3358*	-0,7702	-2,0868*
Guayas	-1,8026*	-1,0204	-1,8510*	-1,2966*	-1,4489*	-0,8474*	-1,9396*
Imbabura	-1,5765	0,9472	-0,4700	-0,5059	-0,4737	0,2398	-1,0396*
Loja	-1,4376*	-0,6247	-0,9876	-0,1586	-0,9731*	-0,9849*	-1,1283*
Los Ríos	-0,0365	-1,8578*	-2,4147*	-1,5122*	-2,4850*	-0,7654	-2,0113*
Manabí	-2,5990*	-0,9836	-1,37605*	-1,5442*	-2,3431*	-1,0769*	-1,4914*
Tungurahua	-0,4125	-0,2832	0,7301	-1,1823*	-1,1318*	-0,5748	-0,5043
Amazonía	-0,4872	1,9663	2,4602*	1,4439*	-0,6029	1,2774*	-1,0964
Educación promedio de los padres	0,8354*	0,8692*	0,8731*	0,7235*	0,6840*	0,5702*	0,5705*
Diferencia Educación padre y madre	-0,0673	-0,0233	-0,0397	-0,0256	-0,0123	-0,0134	-0,0501*
Nacido en zona rural	-1,3165*	-1,4614*	-1,3165*	-1,3707*	-1,0591*	-1,5370*	-1,4277*
Número de observaciones	586	742	874	988	1134	1060	1059
R2	.486	.459	.446	.395	.412	.406	.421
ANOVA: Sig. (F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota: * Significativo al 5 %.

Tabla 16. Estimadores de las ecuaciones de estudio de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Por ejemplo, la ecuación de estudios (S) para el caso de los hombres entre 31 y 35 años de edad es:

$$\hat{S}_i = 7,4031 - 1,2040e_{3i} - 0,8474p_{9i} - 0,9849p_{11i} - 1,0769p_{13i} + 1,2774p_{15i} + 0,5702ep_{pi} - 1,5370n_{zr_i} + \hat{\epsilon}_{Si}$$

donde $\hat{\epsilon}_{Ei}$ corresponde a los errores de la ecuación de estudios de cada individuo i . Esta notación la utilizaremos

en todas las ecuaciones correspondientes al estudio, que hemos tomado como ejemplo para mostrar los resultados obtenidos.

De la ecuación (28), para este caso específico, hombres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si se considera la nula influencia de las variables heredadas, no se observa una tendencia marcada entre hombres y mujeres, pues la diferencia de años de estudio no es muy significativa, es decir, es mucho menos de un año (comparar las ecuaciones

(28) y (29)).

- Si la educación de los padres se incrementara en un año, los años de estudio del individuo crecerían un 57 %.
- Si el individuo nació en zona rural, sus años de estudio a dife-

rencia de los nacidos en zona urbana se reduciría en 154 %.

A continuación para el caso de las mujeres, de manera análoga, en la tabla 17 se puede observar los resultados de la ecuación de estudios.

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50 56-60	1951-55 51-55	1956-60 46-50	1961-65 41-45	1966-70 36-40	1971-75 31-35	1976-80 26-30
(Constant)	4.1579*	4.6833*	5.3634*	6.6742*	7.6567*	7.5142*	7.5002*
Indígena	-1.8382*	-2.5676*	-3.0117*	-2.9959*	-2.2496*	-2.4169*	-1.2652*
Blanco	-0.8515	-0.8387	-0.4783	-0.2590	-0.6757	-0.4218	-1.2815*
Negro	-0.7007	-1.2358	-2.9076*	-1.9576*	-0.3173	-1.7845*	-1.0480
Mulato	-1.6187	-1.2987	-3.5524*	-1.9291*	0.6513	-0.7488	-0.3288
Azuay	-1.4114	-0.1769	-1.0114	-1.5031*	-1.0731	-0.7881	-0.3810
Bolívar	-0.3485	1.1192	-0.1373	0.7521	1.0977	1.2653	0.7831
Cañar	0.3812	0.2860	-0.3666	-0.8194	-1.6042**	1.7113	0.6479
Carchi	-0.0090	-0.2941	-1.1158	-0.3966	-0.3102	-0.1504	-0.2877
Cotopaxi	-0.7772	0.8189	-0.3981	-1.7221*	-1.2413**	0.2692	-0.4867
Chimborazo	-0.2013	0.5667	0.6580	-0.0920	-0.1853	0.3380	0.6553
El Oro	3.3267*	2.5852*	1.6710*	-0.2186	0.2018	0.8731	1.4478*
Esmeraldas	0.2772	1.6210	3.2517*	1.2641	-1.0556	1.0191	0.0953
Guayas	-1.7890*	-0.7933	-0.1890	-0.4031	-0.8190	-0.3241	0.3207
Imbabura	-0.0749	0.5855	0.1191	-0.4616	-1.6811*	0.9241	0.3504
Loja	0.8659	0.7687	-0.4778	0.1355	-0.2190	-0.0908	1.0512
Los Ríos	0.7300	2.2379*	-0.1231	-0.0465	-1.0610	-0.2563	-0.9220
Manabí	-0.9583	-0.6910	0.3537	-1.2104**	-0.7766	0.2096	0.1763
Tungurahua	0.2839	0.0767	-0.1750	-0.6935	0.0213	-0.3752	-0.5433
Amazonía	-1.3980	0.7321	-0.0625	2.7072*	0.3092	2.0836*	0.8014
Educación promedio de los padres	0.9947*	0.9552*	0.8994*	0.7969*	0.6729*	0.5770*	0.5474*
Diferencia Educación padre y madre	-0.2332*	-0.1625*	-0.0468	0.0343	-0.0321	-0.0760	-0.0321
Nacido en zona rural	-1.7615*	-1.8685*	-1.5234*	-1.1964*	-1.5740*	-1.7200*	-1.7424*
Número de observaciones	314	466	556	712	790	702	697
R2	.657	.565	.528	.472	.429	.416	.413
ANOVA: Sig. (F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota: * Significativo al 5 %, ** Significativo al 10 %

Tabla 17. Estimadores de las ecuaciones de estudio de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Por ejemplo, la ecuación de estudios (S) para el caso de las mujeres entre 31 y 35 años de edad es:

$$\hat{S}_i = 7,5142 - 2,4169e_{1i} - 1,7845e_{3i} + 2,0836p_{15i} + 0,5770epp_i - 1,7200n_{zr_i} + \hat{\epsilon}_{S_i} \quad (29)$$

De la ecuación (29), para este caso específico, mujeres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si la educación de los padres se incrementara en un año, los años de estudio del individuo crecerían un 58 %, es decir, crecería 1 % más que en el caso de los hombres.
- Si el individuo nació en zona rural, sus años de estudio a dife-

A continuación se presenta un análisis general de todos los intervalos de edad tanto para hombres como para

el caso de las mujeres.

Los resultados presentados en las tablas 16 y 17 nos muestran que los coeficientes que representan a la constante de la ecuación de estudios, tanto para hombres como para mujeres, tienen un orden creciente, siendo los de mayor valor, los de las generaciones contemporáneas, es decir, que los individuos más jóvenes tienen más años de estudio que los individuos con mayor edad.

Entre las generaciones más recientes, la educación de las mujeres está por encima de la de los hombres, con menos de un año de educación, mientras que entre las generaciones mayores, los hombres tienen un año más de estudio que las mujeres.

A continuación se realiza un análisis individual de las variables heredadas que influyen en el estudio del individuo.

- **Etnia**

Los estimadores que representan la variable categórica etnia, a diferencia de la ecuación de estudios, son significativos en más intervalos, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres, por lo que se puede deducir que esta variable tiene una mayor influencia en los estudios que en los ingresos.

Para el caso de las mujeres autodefinidas indígenas, los coeficientes son significativos para todas las edades, y a diferencia de los hombres, estos valores son más altos, por lo que se podría concluir que las mujeres autodefinidas indígenas tienen menor educación que los hombres autodefinidos indígenas y también, menor educación que las mujeres autodenominadas mestizas, que es la variable de referencia. Así; por ejemplo, la educación de las mujeres autodefinidas como indígenas entre 46 y 50 años de edad, comparada con la educación de las mujeres autodefinidas mestizas tiene una diferencia de 3 años.

La educación de los hombres, con mayor desventaja, en comparación a la de los hombres autodefinidos como mestizos, son los autodefinidos indígenas entre 56 y 60 años de edad.

- **Provincia de nacimiento**

Esta variable tiene un escenario similar que en la ecuación de ingresos y, como se puede observar el nivel educativo del individuo, hombre o mujer, se beneficia notablemente cuando se nace en la provincia de Pichincha, en comparación con las demás provincias del país.

De los resultados obtenidos, si comparamos la educación entre los individuos de la costa, los nacidos en la provincia del Guayas tienen más años de estudio, y una comparación entre los individuos de la Sierra sin considerar a Pichincha (provincia de referencia) corresponde a los nacidos en la provincia de Loja.

- **Educación de los padres**

La ecuación de educación es importante en cuanto al efecto de la educación promedio de los padres. Así, los estimadores que representan a la variable educación de los padres son significativos y con signo positivo en todos los intervalos de edad, tanto en hombres como en mujeres y, se puede observar una tendencia decreciente para los dos sexos mostrando que la educación de las generaciones más jóvenes depende menos de la educación de los padres que las generaciones mayores. Esta situación puede deberse a que en general, el derecho a la educación y su acceso se ha ampliado recientemente en los últimos 15 o 20 años y ya no depende tanto de los niveles educativos o ingresos de los

padres, pues antes estaba más determinado por el poder adquisitivo de los padres. De los resultados obtenidos se puede decir que, en promedio, por cada año adicional de estudio de los padres, el estudio del individuo, sea hombre o mujer, se incrementa en un 70 %.

Por otro lado, los estimadores que representan a la variable diferencia de la educación de los padres, al igual que en la ecuación de ingresos, tienen un escenario similar, por lo que se puede decir que esta variable no es influyente en la escolaridad del individuo.

- **Nacido en zona rural**

Para el caso de la variable nacido en zona rural, en todos los intervalos los estimadores son significativos, tanto en hombres como en mujeres. El efecto de esta variable sobre la educación es negativo, siendo principalmente mayor para el caso de las mujeres. Así, para el caso de las mujeres que viven en zonas rurales, comparadas con las que viven en zonas urbanas, se puede establecer una relación de 3 a 1, es decir, por cada 3 años de estudio en la zona urbana, se estudia 1 año en la zona rural.

Una vez analizado cada una de las variables heredadas que se utilizaron para determinar la escolaridad del individuo, presentamos los resultados de las variables de esfuerzo propio, migración laboral y capacitación laboral.

- **Variable de esfuerzo propio: Migración Laboral**

La ecuación de esfuerzo propio correspondiente a migración se la estimó utilizando el modelo logit. Los resultados que indican la calidad del modelo se presentan en las tablas 18 y 19, para hombres y mujeres, respectivamente.

Como se puede observar, en concordancia con lo establecido en la sección 2.4, los resultados muestran que el modelo, tanto para los hombres como para las mujeres, no es bueno; por lo tanto, esta variable no se la considerará para el cálculo de las simulaciones. Ahora, resta analizar la variable capacitación laboral.

- **Variable de esfuerzo propio: Capacitación Laboral**

Los resultados que muestran la calidad del modelo de la ecuación de capacitación laboral se presentan en las tablas 20 y 21, para hombres y mujeres, respectivamente.

Al igual que la variable migración laboral, los resultados para la variable capacitación laboral muestran que el modelo no es bueno para ningún intervalo, tanto para el caso de los hombres como para el de las mujeres. Por tal motivo, se puede decir que la migración laboral y la capacitación laboral no son dependientes de las características heredadas, pero no así los estudios del individuo.

EDAD	-2 Log likelihood	Cox y Snell R Square	Nagelkerke R Square
26 - 30	770,577 ^a	0,168	0,281
31 - 35	690,362 ^a	0,096	0,181
36 - 40	603,182 ^a	0,059	0,132
41 - 45	404,147 ^a	0,078	0,202
46 - 50	232,592 ^a	0,081	0,274
51 - 55	170,731 ^a	0,063	0,245
56 - 60	89,142 ^a	0,094	0,423

a. Las estimaciones terminaron en la iteración número 20 porque el máximo número de iteraciones a sido alcanzado. La solución final no puede ser encontrada.

Tabla 18. Resultados del modelo de la variable de esfuerzo propio: Migración, para el caso de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

EDAD	-2 Log likelihood	Cox y Snell R Square	Nagelkerke R Square
26 - 30	437,998 ^a	0,146	0,267
31 - 35	346,260 ^a	0,111	0,242
36 - 40	368,053 ^a	0,103	0,236
41 - 45	236,125 ^a	0,089	0,257
46 - 50	100,634 ^a	0,099	0,400
51 - 55	55,762 ^a	0,099	0,492
56 - 60	13,616 ^a	0,157	0,814

a. Las estimaciones terminaron en la iteración número 20 porque el máximo número de iteraciones a sido alcanzado. La solución final no puede ser encontrada.

Tabla 19. Resultados del modelo de la variable de esfuerzo propio: Migración, para el caso de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

EDAD	-2 Log likelihood	Cox y Snell R Square	Nagelkerke R Square
26 - 30	770,577 ^a	0,168	0,281
31 - 35	842,139 ^a	0,133	0,219
36 - 40	853,350 ^a	0,136	0,229
41 - 45	731,753 ^a	0,138	0,234
46 - 50	546,257 ^a	0,150	0,275
51 - 55	445,180 ^a	0,174	0,318
56 - 60	300,645 ^a	0,156	0,315

a. Las estimaciones terminaron en la iteración número 20 porque el máximo número de iteraciones a sido alcanzado. La solución final no puede ser encontrada.

Tabla 20. Resultados del modelo de la variable de esfuerzo propio: Capacitación Laboral, para el caso de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

EDAD	-2 Log likelihood	Cox y Snell R Square	Nagelkerke R Square
26 - 30	490,267 ^a	0,163	0,279
31 - 35	435,914 ^a	0,184	0,327
36 - 40	511,493 ^a	0,216	0,366
41 - 45	447,213 ^a	0,163	0,295
46 - 50	263,720 ^a	0,251	0,471
51 - 55	236,453 ^a	0,260	0,468
56 - 60	102,587 ^a	0,302	0,608

a. Las estimaciones terminaron en la iteración número 20 porque el máximo número de iteraciones a sido alcanzado. La solución final no puede ser encontrada.

Tabla 21. Resultados del modelo de la variable de esfuerzo propio: Capacitación Laboral, para el caso de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

4.2.2 Simulación - efecto total

Para determinar el efecto total de las variables heredadas en el ingreso laboral se considerará como única variable, de las correspondientes a la de esfuerzo propio, a la variable "estudio del individuo".

Una vez establecidas las correspondientes ecuaciones del ingreso hipotético que nos permitirán determinar el efecto parcial de las variables heredadas en la distribución del ingreso y, calculado los estimadores y el error de la ecuación de estudios, resta establecer las demás ecuaciones del ingreso hipotético que nos permitirán establecer el efecto total de las variables heredadas sobre los ingresos al considerar la relación existente entre variables de esfuerzo y variables heredadas.

Para esto, es necesario estimar un nuevo modelo de los ingresos, tomando como base la ecuación (14), donde reemplazaremos los coeficientes ya estimados anteriormente, tanto de la ecuación de ingresos (15) como de la ecuación de estudio del individuo (27).

La forma desagregada de la ecuación (14), considerando las variables a utilizar, es como sigue:

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{Y}_i) = & \tilde{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_e e\tilde{t}_i + \hat{\alpha}_{pn} p\tilde{n}_i + \hat{\alpha}_{pep} p\tilde{e}p_i \\ & + \hat{\alpha}_{dep} d\tilde{e}p_i + \hat{\alpha}_{nzs} n\tilde{z}r_i \\ & + \hat{\beta}_s (\hat{b}_0 1 + \hat{b}_1 1e\tilde{t}_i + \hat{b}_2 1p\tilde{n}_i + \hat{b}_{31} p\tilde{e}p_i \\ & + \hat{b}_{41} d\tilde{e}p_i + \hat{b}_{51} n\tilde{z}r_i + \hat{\epsilon}_{Si}) \\ & + \hat{\beta}_{sc} (\hat{b}_0 1 + \hat{b}_1 1e\tilde{t}_i + \hat{b}_2 1p\tilde{n}_i + \hat{b}_{31} p\tilde{e}p_i \\ & + \hat{b}_{41} d\tilde{e}p_i + \hat{b}_{51} n\tilde{z}r_i + \hat{\epsilon}_{Si})^2 \\ & + \hat{\beta}_m migra_i + \hat{\beta}_c cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \end{aligned} \quad (30)$$

• Ejemplo

Si consideramos los mismos escenarios de la sección anterior, es decir:

- La etnia es mestiza.
- La provincia de nacimiento es Pichincha.
- La educación promedio de los padres es de 12 años, es decir, tienen el mismo nivel de educación.
- La diferencia entre la educación del padre y la madre es de 0 años.
- Es nacido en zona urbana.

La ecuación del ingreso hipotético para el caso de los hombres entre 31 y 35 años de edad es:

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 5,1674 + 0,0213epp_i + 0,0399s_i - 0,1864nzs_i + 0,2786cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \quad (31a)$$

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{Y}_i) = & 5,1674 + 0,0213(12) + 0,0399[7,4031 \\ & + 0,5702epp_i - 1,5370nzs_i + \hat{\epsilon}_{Si}] \\ & - 0,1864(0) + 0,2786cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \end{aligned} \quad (31b)$$

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{Y}_i) = & 5,1674 + 0,2556 + 0,0399[7,4031 \\ & + 0,5702(12) - 1,5370(0) + \hat{\epsilon}_{Si}] \\ & - 0,1864(0) + 0,2786cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \end{aligned} \quad (31c)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 5,9914 + 0,2786cl_i + 0,0399\hat{\epsilon}_{Si} + \hat{\epsilon}_{Yi} \quad (31d)$$

De la ecuación (31d), para este caso específico, hombres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si la educación de los padres fuera de 12 años, el efecto total en el ingreso del individuo sería un crecimiento del 27,3 %.
- Si la educación del individuo se incrementara en un año y la educación de los padres fuera de 12 años y ha nacido en zona urbana, su ingreso crecería en un 56,84 %.

Por otro lado, si consideramos el mismo escenario que para los hombres, la ecuación del ingreso hipotético para el caso de las mujeres entre 31 y 35 años de edad es:

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 4,4652 + 0,0356epp_i + 0,0068sc_i + 0,4524cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \quad (32a)$$

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{Y}_i) = & 4,4652 + 0,0356(12) + 0,0068[7,5142 \\ & + 0,5770epp_i - 1,72nzs_i + \hat{\epsilon}_{Si}]^2 \\ & + 0,4524cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \end{aligned} \quad (32b)$$

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{Y}_i) = & 4,4652 + 0,0356(12) + 0,0068[7,5142 \\ & + 0,5770(12) - 1,72(0)_i + \hat{\epsilon}_{Si}]^2 \\ & + 0,4524cl_i + \hat{\epsilon}_{Yi} \end{aligned} \quad (32c)$$

$$\ln(\tilde{Y}_i) = 6,3099 + 0,4524cl_i + 0,0068\hat{\epsilon}_{Si}^2 + \hat{\epsilon}_{Yi} \quad (32d)$$

De la ecuación (32d), para este caso específico, mujeres entre 31 y 35 años de edad, se concluye que:

- Si la educación de los padres fuera de 12 años, el efecto total en el ingreso del individuo sería un crecimiento del 74,72 %.
- Si la educación del individuo se incrementara en un año y la educación de los padres fuera de 12 años y ha nacido en zona urbana, su ingreso crecería en un 37,11 %.

Finalmente, la diferencia resultante entre este nivel de desigualdad hipotético, es decir, el coeficiente de Gini calculado en base a la ecuación (30), y el nivel observado, responde al efecto total de las variables heredadas, ya sea directamente o a través de las variables de esfuerzo, en la distribución de los ingresos.

4.3 Resultados de la desigualdad

Con los resultados obtenidos al ejecutar las ecuaciones de ingreso hipotético, tanto para determinar el efecto parcial como para el efecto total, se calculará el coeficiente de Gini para distintos rangos. Se decidió considerar los escenarios: máximo, mínimo y medio, para de esta forma determinar la desigualdad existente en cada una de las generaciones consideradas, sin perjuicio de buscar, en un nuevo estudio, un escenario óptimo.

4.3.1 Análisis paramétrico de rangos

Las medidas de desigualdad simuladas en este estudio se construyeron a partir de los estimadores de MCO de la ecuación de ingresos (15). Sin embargo, dicha forma reducida tiene problemas de estimación relevantes como ya lo habíamos mencionado, relacionados básicamente con la endogeneidad de las variables de esfuerzo propio. Por lo tanto, es necesario estudiar los efectos de sus posibles sesgos. Para tal fin, a través del análisis paramétrico de rangos, se calcularon rangos para los coeficientes y para los niveles de desigualdad.

Por lo mencionado en la sección 2.4, para el análisis paramétrico de rangos es necesario los siguientes insumos: σ_X , $\rho_{X\epsilon}$ y σ_ϵ , de los cuales sólo falta conocer los valores de $\rho_{X\epsilon}$. Como $\rho_{X\epsilon}$ no se conoce de forma explícita, se estimó 1000 valores de la misma, a través de la simulación de Montecarlo.

De las simulaciones realizadas sólo se considerará aquellos que cumplen que la matriz de covarianza Σ ,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} X'X & X'\epsilon \\ \epsilon'X & \epsilon'\epsilon \end{bmatrix}$$

es semi definida positiva, es decir, que cuando al multiplicarse por un vector cualquiera, a la derecha y a la izquierda, ese producto es mayor o igual a cero.

Esta restricción es necesaria, pues en el estudio se asume que en la ecuación de ingresos estimada el término residual puede estar correlacionado con las variables de esfuerzo, pero no con las variables heredadas.

El proceso se llevó a cabo de la siguiente manera:

1. Se simularon 1.000 coeficientes de correlación ρ_{Xu} .
2. Se calcularon 1.000 valores de K , ($K = (\rho_{Xu} \otimes \sigma_X)'M^{-1}(\rho_{Xu} \otimes \sigma_X)$).
3. Se encontraron 1.000 valores de σ_u^2 .
4. Con los resultados de los cálculos realizados en los puntos anteriores se completa la información necesaria para estimar 1.000 sesgos para cada uno de los coeficientes de la ecuación, es decir, 1.000 vectores B .
5. Por último, se verifica que se cumpla la restricción de Σ .

Se tomó, como sesgo de cada uno de los estimadores de MCO, el promedio de las 1.000 simulaciones y, como valores extremos, el máximo y el mínimo, cuyos resultados, para el caso de los hombres, se los presenta en las tablas 22, 23 y 24, respectivamente. Estos resultados se utilizaron para calcular el coeficiente de Gini, efecto parcial y total, sesgo máximo, mínimo y medio, respectivamente. Los resultados del coeficiente de Gini se presentan en la sección 4.3.2, ver tabla 28.

Los resultados de los sesgos máximo, mínimo y promedio de los los estimadores de MCO para el caso de las mujeres se los presentan en las tablas 25, 26 y 27, respectivamente, donde el sesgo máximo y mínimo para las edades entre 55 y 60 años no consta, ya que los resultados fueron números imaginarios.

De la misma manera que para el caso de los hombres, estos resultados se utilizaron para calcular el coeficiente de Gini, efecto parcial y total, sesgo máximo, mínimo y medio, respectivamente. Los resultados del coeficiente de Gini se presentan en la sección 4.3.2, ver tabla 29.

4.3.2 Coeficiente de Gini

Para cada uno de los tres casos, -máximo, mínimo y promedio-, se calcularon los niveles de desigualdad simulados, es decir, los coeficientes de Gini, y se obtuvieron rangos que pueden interpretarse como intervalos de confianza de los resultados obtenidos.

A continuación, en las tablas 28 y 29 pueden observarse los resultados aplicados al caso ecuatoriano para los hombres y mujeres, respectivamente.

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65	1966-70	1971-75	1976-80
	56-60	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30
(Constant)	-0,1579	-0,0726	-0,0525	-0,0349	-0,0212	-0,0196	-0,0157
Indígena (e1)	0,0107	0,0007	-0,0012	0,0009	-0,0006	-0,0003	0,0002
Blanco (e2)	0,0129	0,0070	0,0059	0,0016	0,0015	0,0008	0,0006
Negro (e3)	0,0074	0,0087	0,0078	0,0090	0,0027	0,0018	0,0026
Mulato (e4)	0,0340	0,0286	0,0077	0,0103	0,0063	0,0048	0,0067
Azuay (p1)	0,1602	0,0748	0,0559	0,0378	0,0246	0,0243	0,0194
Bolívar (p2)	0,1681	0,0766	0,0567	0,0390	0,0241	0,0255	0,0203
Cañar (p3)	0,1669	0,0817	0,0600	0,0419	0,0278	0,0273	0,0260
Carchi (p4)	0,1634	0,0763	0,0592	0,0388	0,0236	0,0256	0,0209
Cotopaxi (p5)	0,1650	0,0784	0,0574	0,0386	0,0240	0,0242	0,0206
Chimborazo (p6)	0,1580	0,0780	0,0567	0,0388	0,0235	0,0258	0,0202
El Oro (p7)	0,1612	0,0784	0,0559	0,0377	0,0234	0,0241	0,0192
Esmeraldas (p8)	0,2040	0,0733	0,0544	0,0349	0,0225	0,0233	0,0189
Guayas (p9)	0,1563	0,0716	0,0531	0,0355	0,0218	0,0222	0,0179
Imbabura (p10)	0,1709	0,0796	0,0570	0,0398	0,0242	0,0253	0,0204
Loja (p11)	0,1606	0,0743	0,0546	0,0375	0,0231	0,0239	0,0201
Los Ríos (p12)	0,1630	0,0765	0,0549	0,0376	0,0226	0,0237	0,0189
Manabí (p13)	0,1605	0,0733	0,0525	0,0368	0,0222	0,0223	0,0185
Tungurahua (p14)	0,1577	0,0777	0,0561	0,0383	0,0234	0,0243	0,0196
Amazonía (p15)	0,1769	0,0819	0,0603	0,0399	0,0246	0,0259	0,0208
Educación promedio de los padres (epp)	0,0003	0,0003	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
Diferencia Educación padre y madre (dep)	-0,0010	0,0006	0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
Educación del Individuo (s)	0,0001	0,0000	-0,0004	-0,0001	-0,0001	-0,0005	-0,0004
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nacido en zona rural (nzt)	-0,0056	-0,0033	-0,0014	-0,0027	-0,0012	-0,0022	-0,0020
Migración (migra)	0,0323	0,0094	0,0071	0,0004	0,0014	0,0002	-0,0003
Capacitación Laboral (cl)	0,0077	0,0050	0,0020	0,0021	0,0003	0,0013	0,0008

Tabla 22. Sesgo máximo de los estimadores de MCO (B) para el caso de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50		1951-55		1956-60		1961-65		1966-70		1971-75		1976-80	
	56-60	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30							
(Constant)	0,1642	0,0746	0,0538	0,0357	0,0216	0,0200	0,0160							
Indígena (e1)	-0,0112	-0,0007	0,0013	-0,0010	0,0006	0,0003	-0,0002							
Blanco (e2)	-0,0134	-0,0072	-0,0060	-0,0016	-0,0015	-0,0008	-0,0007							
Negro (e3)	-0,0077	-0,0089	-0,0080	-0,0092	-0,0028	-0,0019	-0,0027							
Mulato (e4)	-0,0354	-0,0293	-0,0079	-0,0106	-0,0065	-0,0049	-0,0069							
Azuay (p1)	-0,1665	-0,0768	-0,0572	-0,0386	-0,0252	-0,0249	-0,0198							
Bolívar (p2)	-0,1748	-0,0786	-0,0580	-0,0399	-0,0246	-0,0260	-0,0208							
Cañar (p3)	-0,1735	-0,0839	-0,0615	-0,0428	-0,0284	-0,0279	-0,0266							
Carchi (p4)	-0,1699	-0,0783	-0,0606	-0,0397	-0,0242	-0,0262	-0,0213							
Cotopaxi (p5)	-0,1715	-0,0805	-0,0588	-0,0395	-0,0246	-0,0247	-0,0210							
Chimborazo (p6)	-0,1643	-0,0801	-0,0581	-0,0397	-0,0240	-0,0263	-0,0207							
El Oro (p7)	-0,1676	-0,0804	-0,0573	-0,0385	-0,0239	-0,0246	-0,0197							
Esmeraldas (p8)	-0,2121	-0,0753	-0,0558	-0,0357	-0,0230	-0,0239	-0,0193							
Guayas (p9)	-0,1625	-0,0735	-0,0543	-0,0363	-0,0223	-0,0226	-0,0182							
Imbabura (p10)	-0,1776	-0,0817	-0,0584	-0,0407	-0,0248	-0,0259	-0,0209							
Loja (p11)	-0,1669	-0,0762	-0,0559	-0,0384	-0,0236	-0,0244	-0,0205							
Los Ríos (p12)	-0,1695	-0,0786	-0,0562	-0,0384	-0,0231	-0,0243	-0,0193							
Manabí (p13)	-0,1668	-0,0752	-0,0538	-0,0376	-0,0226	-0,0228	-0,0189							
Tungurahua (p14)	-0,1640	-0,0798	-0,0575	-0,0392	-0,0240	-0,0249	-0,0200							
Amazonía (p15)	-0,1839	-0,0841	-0,0618	-0,0409	-0,0251	-0,0265	-0,0213							
Educación promedio de los padres (epp)	-0,0003	-0,0004	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000							
Diferencia Educación padre y madre (dep)	0,0010	-0,0006	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000							
Educación del Individuo (s)	-0,0001	0,0000	0,0004	0,0001	0,0002	0,0005	0,0004							
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000							
Nacido en zona rural (nzt)	0,0059	0,0034	0,0015	0,0028	0,0012	0,0022	0,0021							
Migración (migra)	-0,0336	-0,0097	-0,0073	-0,0004	-0,0015	-0,0002	0,0003							
Capacitación Laboral (cl)	-0,0080	-0,0051	-0,0020	-0,0022	-0,0003	-0,0013	-0,0008							

Tabla 23. Sesgo mínimo de los estimadores de MCO (B) para el caso de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65	1966-70	1971-75	1976-80
	56-60	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30
(Constant)	0,1190	0,0663	0,0501	0,0342	0,0212	0,0195	0,0157
Indígena (e1)	-0,0081	-0,0006	0,0012	-0,0009	0,0006	0,0003	-0,0002
Blanco (e2)	-0,0097	-0,0064	-0,0056	-0,0016	-0,0015	-0,0008	-0,0006
Negro (e3)	-0,0056	-0,0079	-0,0074	-0,0088	-0,0027	-0,0018	-0,0026
Mulato (e4)	-0,0257	-0,0261	-0,0073	-0,0101	-0,0063	-0,0048	-0,0067
Azuay (p1)	-0,1207	-0,0682	-0,0533	-0,0370	-0,0246	-0,0243	-0,0195
Bolívar (p2)	-0,1267	-0,0699	-0,0540	-0,0382	-0,0241	-0,0254	-0,0204
Cañar (p3)	-0,1258	-0,0745	-0,0573	-0,0410	-0,0278	-0,0273	-0,0261
Carchi (p4)	-0,1231	-0,0696	-0,0565	-0,0380	-0,0236	-0,0256	-0,0209
Cotopaxi (p5)	-0,1244	-0,0715	-0,0547	-0,0378	-0,0240	-0,0242	-0,0207
Chimborazo (p6)	-0,1191	-0,0712	-0,0541	-0,0381	-0,0235	-0,0257	-0,0203
El Oro (p7)	-0,1215	-0,0715	-0,0534	-0,0369	-0,0234	-0,0240	-0,0193
Esmeraldas (p8)	-0,1537	-0,0669	-0,0519	-0,0342	-0,0225	-0,0233	-0,0189
Guayas (p9)	-0,1178	-0,0653	-0,0506	-0,0347	-0,0218	-0,0221	-0,0179
Imbabura (p10)	-0,1288	-0,0726	-0,0544	-0,0390	-0,0242	-0,0253	-0,0205
Loja (p11)	-0,1210	-0,0677	-0,0521	-0,0368	-0,0231	-0,0238	-0,0201
Los Ríos (p12)	-0,1229	-0,0698	-0,0524	-0,0368	-0,0226	-0,0237	-0,0189
Manabí (p13)	-0,1210	-0,0668	-0,0501	-0,0360	-0,0221	-0,0222	-0,0186
Tungurahua (p14)	-0,1189	-0,0709	-0,0535	-0,0376	-0,0234	-0,0243	-0,0196
Amazonía (p15)	-0,1333	-0,0747	-0,0575	-0,0391	-0,0246	-0,0259	-0,0209
Educación promedio de los padres (epp)	-0,0002	-0,0003	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000
Diferencia Educación padre y madre (dep)	0,0007	-0,0005	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000
Educación del Individuo (s)	-0,0001	0,0000	0,0004	0,0001	0,0001	0,0005	0,0004
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nacido en zona rural (nzt)	0,0042	0,0030	0,0014	0,0026	0,0012	0,0021	0,0020
Migración (migra)	-0,0243	-0,0086	-0,0068	-0,0004	-0,0014	-0,0002	0,0003
Capacitación Laboral (cl)	-0,0058	-0,0046	-0,0019	-0,0021	-0,0003	-0,0013	-0,0008

Tabla 24. Sesgo promedio de los estimadores de MCO (B) para el caso de los hombres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1951-55		1956-60		1961-65		1966-70		1971-75		1976-80	
	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30						
(Constant)	-0,1792	-0,1495	-0,0794	-0,0674	-0,0488	-0,0520						
Indígena (e1)	0,0133	0,0156	-0,0014	0,0038	-0,0012	0,0003						
Blanco (e2)	0,0100	0,0134	0,0096	0,0009	0,0017	0,0016						
Negro (e3)	0,0718	0,0408	0,0096	0,0145	0,0111	0,0243						
Mulato (e4)	0,0477	0,0231	0,0154	0,0105	0,0130	0,0191						
Azuay (p1)	0,1822	0,1570	0,0840	0,0688	0,0580	0,0571						
Bolívar (p2)	0,1997	0,1622	0,0871	0,0719	0,0627	0,0653						
Cañar (p3)	0,2132	0,1644	0,0931	0,0816	0,0800	0,0694						
Carchi (p4)	0,1970	0,1606	0,0951	0,0735	0,0595	0,0656						
Cotopaxi (p5)	0,1946	0,1597	0,0884	0,0704	0,0604	0,0631						
Chimborazo (p6)	0,1871	0,1578	0,0884	0,0725	0,0615	0,0621						
El Oro (p7)	0,1916	0,1570	0,0871	0,0703	0,0612	0,0627						
Esmeraldas (p8)	0,1602	0,1540	0,0810	0,0665	0,0531	0,0584						
Guayas (p9)	0,1723	0,1503	0,0809	0,0664	0,0551	0,0566						
Imbabura (p10)	0,1862	0,1714	0,0906	0,0725	0,0613	0,0610						
Loja (p11)	0,1851	0,1568	0,0845	0,0708	0,0587	0,0603						
Los Ríos (p12)	0,1880	0,1738	0,0875	0,0709	0,0581	0,0602						
Manabí (p13)	0,1839	0,1512	0,0831	0,0678	0,0574	0,0569						
Tungurahua (p14)	0,1883	0,1567	0,0854	0,0680	0,0626	0,0598						
Amazonía (p15)	0,2107	0,1706	0,0929	0,0725	0,0637	0,0656						
Educación promedio de los padres (epp)	0,0016	0,0002	0,0002	0,0004	0,0005	0,0006						
Diferencia Educación padre y madre (dep)	0,0015	0,0002	0,0004	0,0003	0,0006	0,0002						
Educación del Individuo (s)	-0,0003	-0,0007	-0,0006	0,0001	-0,0013	-0,0010						
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000						
Nacido en zona rural (nZR)	-0,0092	-0,0069	-0,0043	-0,0044	-0,0051	-0,0046						
Migración (migra)	0,0217	0,0382	0,0058	0,0071	0,0039	-0,0036						
Capacitación Laboral (cl)	-0,0033	0,0098	0,0018	-0,0009	0,0024	0,0008						

Tabla 25. Sesgo máximo de los estimadores de MCO (B) para el caso de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1951-55	1956-60	1961-65	1966-70	1971-75	1976-80
	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30
(Constant)	0,1884	0,1563	0,0819	0,0693	0,0501	0,0535
Indígena (e1)	-0,0140	-0,0164	0,0014	-0,0039	0,0012	-0,0003
Blanco (e2)	-0,0105	-0,0140	-0,0098	-0,0009	-0,0017	-0,0016
Negro (e3)	-0,0755	-0,0427	-0,0099	-0,0149	-0,0114	-0,0250
Mulato (e4)	-0,0502	-0,0241	-0,0159	-0,0108	-0,0134	-0,0196
Azuay (p1)	-0,1916	-0,1642	-0,0867	-0,0708	-0,0596	-0,0587
Bolívar (p2)	-0,2100	-0,1695	-0,0898	-0,0740	-0,0644	-0,0671
Cañar (p3)	-0,2242	-0,1719	-0,0961	-0,0840	-0,0822	-0,0714
Carchi (p4)	-0,2071	-0,1678	-0,0980	-0,0756	-0,0612	-0,0675
Cotopaxi (p5)	-0,2046	-0,1670	-0,0912	-0,0725	-0,0621	-0,0649
Chimborazo (p6)	-0,1968	-0,1650	-0,0912	-0,0746	-0,0633	-0,0639
El Oro (p7)	-0,2015	-0,1641	-0,0899	-0,0723	-0,0629	-0,0645
Esmeraldas (p8)	-0,1685	-0,1610	-0,0836	-0,0685	-0,0545	-0,0601
Guayas (p9)	-0,1812	-0,1571	-0,0834	-0,0684	-0,0567	-0,0582
Imbabura (p10)	-0,1958	-0,1792	-0,0935	-0,0747	-0,0630	-0,0627
Loja (p11)	-0,1947	-0,1639	-0,0871	-0,0728	-0,0604	-0,0620
Los Ríos (p12)	-0,1977	-0,1817	-0,0902	-0,0729	-0,0597	-0,0619
Manabí (p13)	-0,1934	-0,1580	-0,0857	-0,0697	-0,0590	-0,0585
Tungurahua (p14)	-0,1980	-0,1638	-0,0881	-0,0699	-0,0644	-0,0614
Amazonía (p15)	-0,2216	-0,1783	-0,0958	-0,0746	-0,0655	-0,0674
Educación promedio de los padres (epp)	-0,0017	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0005	-0,0006
Diferencia Educación padre y madre (dep)	-0,0016	-0,0002	-0,0004	-0,0003	-0,0006	-0,0002
Educación del Individuo (s)	0,0003	0,0008	0,0006	-0,0001	0,0014	0,0010
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000
Nacido en zona rural (nzt)	0,0096	0,0072	0,0044	0,0045	0,0052	0,0048
Migración (migra)	-0,0228	-0,0399	-0,0060	-0,0073	-0,0040	0,0037
Capacitación Laboral (cl)	0,0035	-0,0103	-0,0018	0,0009	-0,0025	-0,0008

Tabla 26. Sesgo mínimo de los estimadores de MCO (B) para el caso de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50	1951-55	1956-60	1961-65	1966-70	1971-75	1976-80
	56-60	51-55	46-50	41-45	36-40	31-35	26-30
(Constant)	0,3079	0,1246	0,1104	0,0700	0,0615	0,0453	0,0481
Indígena (e1)	0,0061	-0,0092	-0,0115	0,0012	-0,0034	0,0011	-0,0002
Blanco (e2)	-0,0082	-0,0070	-0,0099	-0,0084	-0,0008	-0,0016	-0,0015
Negro (e3)	-0,0249	-0,0499	-0,0302	-0,0084	-0,0132	-0,0103	-0,0225
Mulato (e4)	-0,0910	-0,0332	-0,0170	-0,0136	-0,0096	-0,0121	-0,0176
Azuay (p1)	-0,3070	-0,1267	-0,1159	-0,0740	-0,0628	-0,0539	-0,0528
Bolívar (p2)	-0,3232	-0,1388	-0,1197	-0,0767	-0,0656	-0,0582	-0,0604
Cañar (p3)	-0,3351	-0,1482	-0,1214	-0,0821	-0,0745	-0,0743	-0,0642
Carchi (p4)	-0,3148	-0,1369	-0,1185	-0,0838	-0,0670	-0,0553	-0,0607
Cotopaxi (p5)	-0,3112	-0,1353	-0,1179	-0,0779	-0,0643	-0,0561	-0,0584
Chimborazo (p6)	-0,3091	-0,1301	-0,1165	-0,0779	-0,0661	-0,0572	-0,0575
El Oro (p7)	-0,3194	-0,1332	-0,1159	-0,0768	-0,0642	-0,0568	-0,0580
Esmeraldas (p8)	-0,3030	-0,1114	-0,1137	-0,0714	-0,0607	-0,0493	-0,0541
Guayas (p9)	-0,3069	-0,1198	-0,1110	-0,0713	-0,0606	-0,0512	-0,0524
Imbabura (p10)	-0,3310	-0,1295	-0,1265	-0,0799	-0,0662	-0,0570	-0,0564
Loja (p11)	-0,3157	-0,1287	-0,1157	-0,0744	-0,0646	-0,0546	-0,0558
Los Ríos (p12)	-0,3135	-0,1307	-0,1283	-0,0771	-0,0647	-0,0540	-0,0557
Manabí (p13)	-0,2954	-0,1279	-0,1116	-0,0732	-0,0619	-0,0534	-0,0526
Tungurahua (p14)	-0,3103	-0,1309	-0,1157	-0,0753	-0,0620	-0,0582	-0,0553
Amazonía (p15)	-0,4122	-0,1465	-0,1259	-0,0819	-0,0662	-0,0592	-0,0607
Educación promedio de los padres (epp)	0,0000	-0,0011	-0,0002	-0,0002	-0,0003	-0,0005	-0,0005
Diferencia Educación padre y madre (dep)	0,0007	-0,0010	-0,0002	-0,0004	-0,0003	-0,0006	-0,0002
Educación del Individuo (s)	-0,0013	0,0002	0,0005	0,0005	-0,0001	0,0013	0,0009
Educación del Individuo elevada al cuadrado (sc)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nacido en zona rural (nzt)	-0,0094	0,0064	0,0051	0,0038	0,0040	0,0047	0,0043
Migración (migra)	-0,0976	-0,0151	-0,0282	-0,0051	-0,0065	-0,0037	0,0033
Capacitación Laboral (cl)	0,0216	0,0023	-0,0072	-0,0016	0,0008	-0,0023	-0,0007

Tabla 27. Sesgo promedio de los estimadores de MCO (B) para el caso de las mujeres. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50 56-60	1951-55 51-55	1956-60 46-50	1961-65 41-45	1966-70 36-40	1971-75 31-35	1976-80 26-30
Observado	0,41066	0,38945	0,36260	0,35313	0,33145	0,31563	0,29405
efecto parcial-sesgo máximo	0,48136	0,46898	0,41945	0,43432	0,45437	0,40927	0,41792
efecto parcial-sesgo mínimo	0,47996	0,46806	0,41979	0,43408	0,45454	0,40952	0,41780
efecto parcial-sesgo medio	0,48014	0,46811	0,41978	0,43426	0,45451	0,40962	0,41780
efecto total-sesgo máximo	0,41860	0,40161	0,40188	0,40579	0,42460	0,40198	0,41793
efecto total-sesgo mínimo	0,41754	0,40102	0,40179	0,40565	0,42459	0,40187	0,41780
efecto total-sesgo medio	0,41768	0,40106	0,40179	0,40565	0,42459	0,40188	0,41780

Tabla 28. Coeficiente de Gini considerando los sesgos de los estimadores de MCO para el caso de los hombres entre 26 y 60 años. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

Con los resultados obtenidos y que se presenta en la tabla 28, se puede decir que para ninguna generación de los hombres, la desigualdad mejora, es decir, el coeficiente de Gini no disminuye; sin embargo, se puede notar que la desigualdad para el efecto total es menor que para el efecto parcial, es decir, el efecto total de las variables heredadas sobre el ingreso de los individuos, permite que el coeficiente de Gini sea menor, y por consiguiente la desigualdad disminuya.

Ahora, resta analizar la desigualdad con escenarios diferentes, hasta conseguir que la desigualdad de los ingresos mejore. Por ejemplo, para el caso de los hombres entre 56 y 60 años de edad la diferencia entre el coeficiente de Gini, calculado en base a los ingresos observados y el calculado en base a la simulación efecto total, es de -0,7%, por lo que se podría decir, que si las variables heredadas mejoraran, por ejemplo, la educación de los padres fuera mayor que la que asumimos, la desigualdad de los ingresos fácilmente se vería mejorada, es decir, el coeficiente de Gini, efecto total, sería menor que el calculado con el in-

greso observado, y la diferencia entre éstos fuera positiva.

A diferencia de los hombres, la desigualdad de los ingresos en el caso de las mujeres sí mejoró con los escenarios que asumimos, es decir, al asumir que la población muestral se autodefina como mestiza, que la provincia de nacimiento sea Pichincha, que la educación promedio de los padres sea de 12 años, que la diferencia de estudio de los padres sea cero (que el padre y la madre tengan el mismo nivel de educación) y que haya nacido en zona urbana. Es así, que para el caso de las mujeres entre 56 y 60 años de edad. Por ejemplo, la desigualdad de los ingresos (considerando la diferencia entre el efecto total - sesgo medio y el observado) mejoró en un 9%. Solamente, el ingreso de las mujeres entre 26 y 35 años no mejoró, debido a los antecedentes mencionados en los correspondientes análisis de los resultados para cada variable. Sin embargo, restaría analizar estos intervalos con otros escenarios mejorados, con la finalidad de que la desigualdad de los ingresos se reduzca.

AÑO NACIMIENTO (EDAD)	1946-50 56-60	1951-55 51-55	1956-60 46-50	1961-65 41-45	1966-70 36-40	1971-75 31-35	1976-80 26-30
Observado	0,53693	0,49133	0,46404	0,45295	0,41652	0,42799	0,40436
efecto parcial-sesgo máximo	**	0,45449	0,42546	0,43424	0,46075	0,43270	0,42166
efecto parcial-sesgo mínimo	**	0,45457	0,42517	0,43412	0,46031	0,43261	0,42162
efecto parcial-sesgo medio	0,52841	0,45455	0,42522	0,43413	0,46035	0,43262	0,42162
efecto total-sesgo máximo	**	0,45449	0,42547	0,43522	0,40210	0,45205	0,42128
efecto total-sesgo mínimo	**	0,45457	0,42517	0,43483	0,40190	0,45132	0,42097
efecto total-sesgo medio	0,45168	0,45455	0,42521	0,43485	0,40191	0,45136	0,42098

Nota: ** Para este rango los sesgos son números imaginarios.

Tabla 29. Coeficiente de Gini considerando los sesgos de los estimadores de MCO para el caso de las mujeres entre 26 y 60 años. Fuente: elaboración propia a partir de la encuesta ECV (2006).

5 Conclusiones

Con el presente trabajo se determinó el comportamiento del ingreso laboral de una persona en función de las variables heredadas y de esfuerzo propio que lo componen y, por consiguiente, cuáles fueron los efectos en la desigualdad.

También se determinó un modelo para los ingresos, tanto para hombres como para mujeres en intervalos de cinco años, donde se puede decir que en general los hombres tienen mayores ingresos que las mujeres.

De las variables heredadas, la educación de los padres influye más en los estudios del individuo que en los ingresos, tanto para hombres como para mujeres. Se observó que los ingresos y los estudios de las mujeres dependen de la educación de los padres (padre y madre) más que los hombres.

La migración laboral no es un factor determinante en el ingreso. Sin embargo, resta analizar a aquellos que migraron en busca de trabajo, hace más de cinco años, pues el presente estudio considera únicamente a aquellos que migraron en busca de trabajo durante los últimos cinco años.

La capacitación laboral es otro de los determinantes del ingreso laboral y según los resultados, la capacitación laboral tiene un mayor porcentaje en las mujeres.

Para determinar el efecto total de las variables heredadas sobre la distribución del ingreso fue necesario determinar otro modelo, de las variables de esfuerzo propio en función de las variables heredadas, donde la única ecuación significativa fue la ecuación correspondiente a los estudios del individuo.

Los resultados al efectuar las simulaciones indican que si todas las personas tuvieran el escenario descrito anteriormente, la desigualdad de los ingresos de las mujeres podría disminuir considerablemente hasta un 9%, sobre todo si mejoramos la variable heredada educación de los padres, ya que se ha visto que los ingresos son altos si la educación de los padres tiene un nivel elevado. Por lo que una política de reducción de la desigualdad debería estar enfocada en mejorar la educación de los niños y jóvenes, y así en el largo plazo ver disminuida la desigualdad.

Finalmente, con este estudio y con los resultados obtenidos, se puede concluir que la desigualdad en el ingreso laboral está asociado en gran medida a las diferencias en las características heredadas por los individuos, especialmente en el caso de las mujeres. El coeficiente de Gini muestra cómo la desigualdad disminuiría en hombres y mujeres si se eliminaran las diferencias de oportunidades al nacer.

6 Recomendaciones

Al observar los resultados obtenidos y dado que el gobierno actual ha incrementado la inversión en educación, sería interesante dar continuidad a este estudio para ver el

comportamiento y los efectos de dicha política y sobre todo observar los resultados en los ingresos del individuo y, por tanto, en la desigualdad. Otro factor a analizar podría ser la exigencia de personal capacitado y con alto nivel de educación que en la mayoría de cargos públicos solicitan, dado el significativo incremento de plazas de trabajo en este sector.

El gobierno debería también incluir otras áreas de política social que tienen relación con la familia; una de estas áreas es la seguridad social, pues un individuo al tener estabilidad familiar, por ejemplo, en su niñez no tendría la necesidad de trabajar, sino que estaría en la capacidad de prepararse académicamente para que en el futuro pueda tener mayor posibilidad de obtener un trabajo mejor calificado, evidentemente esto llevaría a dicha persona a obtener ingresos laborales. De esta manera, el ingreso de las personas aumentaría significativamente y la desigualdad disminuiría.

Al parecer, las actividades que las personas realizan influyen en su nivel de educación. Por ejemplo, se asume que las mujeres de las zonas rurales y que se autodefinen indígenas, en su mayoría trabajan en actividades agrícolas y ganaderas, por lo tanto no pueden estudiar. Ante esta situación, sería bueno que el gobierno tecnifique esas actividades de modo que ellas puedan tener más tiempo para estudiar.

Finalmente, se recomienda incluir más información de los padres (entendiéndose padre y madre). Por tal motivo, con la finalidad de no excluir información relevante, sería conveniente que la pregunta 9 y 12 de la sección 2 de la ECV(2006) se eliminen, o, a su vez, a pesar de que individuos vivan con sus padres, se le solicite información respecto de sus padres. De esta manera se preguntaría a todos los individuos del hogar información respecto de los padres.

Agradecimiento

Los autores queremos dejar constancia de nuestro sincero agradecimiento al Físico Oscar Lasso, por las sugerencias, colaboración y ayuda recibida en la elaboración del presente estudio.

Referencias

- [1] P. Aghion, J. Williamson, "Growth, Inequality, and Globalization. Theory, History, and Policy", Cambridge University Press, United Kingdom, (2004).
- [2] N. Balakrishnan, "Handbook of the Logistic Distribution Statistics", Vol.123, Marcel Dekker, Inc. New York, (1992).
- [3] F. Bourguignon, F. Ferreira y M. Menéndez, "Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in

- Brazil", World Bank Policy Research Working Paper, 3174, (2003).
- [4] D. Chotikapanich, "Modeling Income Distributions and Lorenz Curves", Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, Australia, Springer, (2008).
- [5] A. Colin Cameron and P. Trivedi, "Microeconomics: Methods and Applications", Cambridge University Press, New York, (2005).
- [6] F.Cowell, "Inequality, Welfare and Income Distribution: Experimental Approaches", Research on Economic Inequality, Vol.11, Elsevier Ltd., The Netherlands, (2004).
- [7] F.Cowell, "Measuring Inequality", Series LSE (London School of Economics) Perspectives in Economic Analysis, published by Oxford University Press, (2009).
- [8] D. De Ferranti, "Inequality in Latin America : Breaking With History?". World Bank Latin American and Caribbean Studies, The International Bank for Reconstruction and Development/ THE WORLD BANK, New York, (2004)
- [9] V.Fierro, "Inversión en educación: Tema con implicaciones de Política Económica", Nota técnica 34.
- [10] D. Grusky y R. Kanbur, "Poverty and Inequality", Stanford University Press, Stanford, California, (2006).
- [11] D. Gujarati, "Econometría", Cuarta Edición. McGraw-Hill, México, (2004).
- [12] J. Heckman, L. Lochner and P. Todd, " Fifty Years of Mincer Earnings Regressions", NBER Working Paper No. 9732, JEL No. C31, (2003).
- [13] J. Núñez, "Inequality of outcomes vs. inequality of opportunities in a developing country. An exploratory analysis for Chile", Estudios de Economía, Vol.34-Nº2, Págs. 185-202, (2007).
- [14] J. Núñez V., "La desigualdad económica medida a través de las curvas de Lorenz", Departamento de Estadística, Estructura Económica y O.E.I. Universidad de Alcalá de Henares, (2006).
- [15] J. Núñez, J.C. Ramírez, B. Taboada, "Esfuerzos y herencias sociales en la desigualdad de ingresos en Colombia", Serie Estudios y perspectivas Vol.12, CEPAL, Bogotá, (2006).
- [16] J. Roemer, "Equality of Opportunity", Cambridge MA: Harvard University Press, (1998).
- [17] Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC), "Metodología de la Encuesta de Condiciones de Vida", (2006).