

---

# CALIDAD DEL EMPLEO EN LAS PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS Y ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACIÓN

---

*Jhon James Mora\**  
*María Paola Ulloa\*\**

Uno de los temas más complejos y relevantes en materia de política laboral en todo el mundo consiste en reducir el desempleo y a la vez crear empleos de buena calidad. Aunque este es un tema complejo, más complejo aún es definir y calcular la calidad del empleo.

Si bien es cierto que son muchas las variables que inciden en la calidad del empleo, existe consenso sobre la definición de la calidad del empleo en cuanto a que el ingreso, los beneficios de la afiliación laboral, la estabilidad laboral y las características ocupacionales son las variables fundamentales que la determinan.

En lo que respecta a la manera de calcular la calidad del empleo, en Colombia se han explorado al menos dos caminos: el índice sintético y el índice compuesto. No obstante, sin importar qué índice se utilice, es posible que exista una correlación positiva entre ingresos y educación que se transmita al índice, lo cual lleva a estimadores inconsistentes si no se tiene en cuenta dicha correlación. Cabe preguntar entonces si esta correlación muestra igual intensidad entre los trabajadores asalariados y los trabajadores independientes. De acuerdo con la teoría del capital humano o la teoría de la señalización, es posible

\* Doctor en Economía, profesor del Departamento de Economía de la Universidad ICESI y presidente de la Asociación de Facultades, Programas y Departamentos de Economía (AFADECO), Cali, Colombia, [jjmora@icesi.edu.co].

\*\* Estudiante de Economía y Negocios Internacionales de la Universidad ICESI y estudiante en práctica del Banco de la República, Bogotá, Colombia, [maria.ulloa@icesi.edu.co]. Agradecemos los comentarios de los evaluadores anónimos y las sugerencias recibidas en las Charlas semanales del Departamento de Economía de la Universidad ICESI y en el III Simposio de Investigaciones en Estudios del Trabajo de la Universidad de La Salle. Un agradecimiento especial queremos hacer al editor de la Revista por su incansable esfuerzo y extensos comentarios a las versiones preliminares del mismo. Fecha de recepción: 24 de febrero de 2011, fecha de modificación: 29 de julio de 2011, fecha de aceptación: 20 de octubre de 2011.

que para los trabajadores asalariados un mayor nivel de educación implique un mayor salario. Sin embargo, en el caso de los trabajadores independientes mayores títulos o niveles educativos no se traducen necesariamente en mayores salarios.

Además de cuantificar la calidad del empleo en las principales ciudades colombianas en 2009, este artículo explora sus determinantes. El sexo, la jefatura del hogar, el estado civil y vivir en una ciudad determinada inciden en la calidad del empleo que obtienen las personas.

En la primera sección se revisa la literatura sobre la calidad del empleo, en la segunda se presenta el método para calcular el índice de calidad del empleo, así como un modelo de elección multinomial para la calidad del empleo y se discute la posible endogeneidad de la educación, lo cual lleva a proponer la corrección de Murphy-Topel (1985) para obtener estimadores consistentes y eficientes; en la tercera sección se describen los datos y se presentan los resultados de las estimaciones. En la última se discuten las conclusiones más importantes.

## **LA LITERATURA SOBRE LA CALIDAD DEL EMPLEO**

En el ámbito internacional, Rosenthal (1989) considera que los determinantes de la calidad del empleo son las tareas y condiciones de trabajo, la satisfacción en el empleo, el periodo de trabajo, el estatus del trabajo tanto en la empresa como a nivel social, la seguridad del empleo y la afiliación al sistema de salud y de pensiones. Gittleman y Howell (1995) incluyen la afiliación a salud y pensiones, la densidad sindical, el porcentaje de trabajadores de tiempo parcial, el número de semanas en el año, el número de horas semanales e indicadores de educación formal, capacitación específica, habilidades personales, destreza manual, y condiciones de trabajo físicas y ambientales, determinantes de la calidad del empleo. Por su parte, Verdera (1995) tiene en cuenta, además, la duración de la jornada laboral, el lugar de trabajo, la afiliación a la seguridad social, la sindicalización y la estabilidad laboral. Rodgers (1997) considera los beneficios no salariales, la regularidad y la confiabilidad del trabajo, la modalidad de contratación, la protección social en materia de pensiones, salud y desempleo, la regulación de los tiempos de trabajo y su duración, el riesgo de accidentes y enfermedades profesionales, la creatividad de los individuos. Valenzuela (2000), además de incluir la estabilidad del empleo, considera la antigüedad, la existencia de un contrato de trabajo, la informalidad, salud y pensión, las características de la jornada

de trabajo (horario normal, horas extras, periodos de descanso). Para Beatson (2000), la salud y la pensión, el tiempo de trabajo, el balance trabajo/vida familiar (oportunidad de trabajar en la casa, facilidades para los trabajadores con niños o ancianos a su cargo, posibilidad de obtener permisos para atender emergencias), la modalidad de contratación, la antigüedad en el empleo, la rotación laboral y la percepción de inseguridad en el trabajo inciden sobre la calidad del empleo.

En el caso colombiano, Stefano Farné considera un conjunto de variables objetivas que influyen en el bienestar económico y social de los individuos y sus familias, “dictadas por la institucionalidad laboral y por normas de aceptación económica, social y política” (Farné, 2003). Según él, el ingreso, la modalidad de contratación, la afiliación a la seguridad social y el horario de trabajo son determinantes a la hora de calcular la calidad del empleo; y pondera estas variables de manera diferente si el trabajador es asalariado o independiente. Los resultados de Farné muestran que el promedio de la población no llega al nivel de 60 puntos, el nivel aceptable de calidad del empleo, y que por ramas de la actividad económica los mejores trabajos se encuentran en la administración pública, el sector energético y el sector financiero. En términos generales, el autor concluye que solo el 13% de las personas ocupadas en las trece principales ciudades tienen empleos de buena calidad; y los niveles de calidad del país son muy inferiores a los de Chile (Reinecke y Valenzuela, 2000)<sup>1</sup>.

Bustamante y Arroyo (2008) utilizan el índice sintético de Farné y encuentran que el factor racial afecta el acceso a empleos de buena calidad. Así, la probabilidad de que los trabajadores de raza negra tengan un empleo de mala calidad es del 12,2%. La probabilidad de obtener empleos de mala calidad se refuerza entre los jóvenes, los que tienen menor nivel educativo, los que no están casados y los que trabajan en el sector informal.

Posso (2010) utiliza el índice sintético para examinar la relación entre calidad del empleo y segmentación del mercado laboral. A diferencia de otros trabajos, en este se incluye el sector económico como variable explicativa para captar la segmentación por sectores. Los resultados de Posso muestran que la probabilidad de obtener un empleo de alta calidad del empleo es mayor cuanto mayor es el nivel de educación y que existen diferencias con respecto a la calidad del empleo entre ciudades. Medellín, Bogotá y Cali tienen mejor calidad

<sup>1</sup> Farné, Vergara y Baquero (2011) calculan la calidad del empleo usando un índice compuesto y encuentran que mejoró en el periodo 2002-2010.

del empleo que el resto del país, mientras que Cúcuta, Montería e Ibagué tienen los peores índices de calidad.

A diferencia de los autores mencionados, el profesor Javier Pineda considera que la calidad del empleo son “todas aquellas dimensiones relacionadas con el trabajo de las personas que les permiten a estas el desarrollo de sus capacidades, ampliar sus opciones de vida y obtener mayores grados de libertad”, con lo que busca ir más allá de la división entre factores objetivos y subjetivos. Pineda (2007 y 2008) examina los componentes de la calidad del empleo para determinar las diferencias entre ciudades con respecto a ingreso, tipo de contrato, afiliación a la seguridad social, jornada laboral y subempleo. Los resultados para 2001-2005 indican que en Pereira, Cartagena y Pasto hay grandes disparidades de ingresos, en Cartagena el ingreso real empeoró, en Pasto mejoró significativamente y en Pereira no hubo cambios significativos. El indicador de estabilidad laboral muestra que las formas de contratación no variaron mucho en el periodo, salvo en Cartagena donde aumentó la formalización. En un estudio posterior, Pineda (2011) hace un análisis factorial, y para construir el índice compuesto utiliza los ingresos, el tipo de contrato, la jornada laboral, la salud, las pensiones y el subempleo.

En general, los trabajos sobre Colombia se pueden dividir entre los que calculan la calidad del empleo utilizando ponderaciones *ad hoc*, lo que se conoce como índice sintético, y los que calculan la calidad del empleo a partir de un análisis de componentes principales, lo que se conoce índice compuesto. Ninguna de estas dos maneras de calcularla está exenta de críticas. Al indicador sintético se le critica el establecimiento *ad hoc* de las ponderaciones. Por ejemplo, ¿por qué el ingreso se pondera más que el contrato, la seguridad social o la jornada de trabajo? ¿Por qué los trabajadores asalariados tienen una ponderación menor que los trabajadores independientes en materia de ingreso? ¿Es igual la afiliación al régimen contributivo que al régimen subsidiado de salud? Mientras que con el índice compuesto, la variabilidad de los datos puede llevar a que variables que teóricamente afectan la calidad del empleo en algunos periodos sean estadísticamente significativas a niveles del 10%, 5% o 1% y en otros periodos no sean estadísticamente significativas al 1%. ¿Cuál nivel de significancia elegir? No obstante, independientemente del método de cálculo hay consenso en que el ingreso, los beneficios de la afiliación laboral (salud, pensión, licencias, vacaciones, etc.), la estabilidad laboral y del ingreso (relacionada con el tipo de contrato) y las características ocupacionales (duración, intensidad, seguridad en el trabajo, etc.) inciden en la calidad del empleo.

## METODOLOGÍA

En este artículo se emplea el índice sintético de calidad del empleo propuesto por Farné, con pequeñas variaciones. Y aunque la calidad del empleo se puede estimar usando el índice compuesto, como ya se mencionó, aquí usamos el índice sintético porque permite la comparación con los resultados anteriores obtenidos por Bustamante y Arroyo (2008) y Posso (2010). Las variables que se emplean para calcular el índice son:

1. *El ingreso*: se establecieron tres rangos actualizando los valores a 2009. Los rangos de salarios tienen en cuenta el ingreso necesario para que una familia de cuatro personas no esté en la pobreza, \$1.125.536 o 2,3 salarios mínimos mensuales legales en 2009. Así, un individuo obtiene un puntaje de 0 si devenga menos de un salario mínimo; 50 puntos si gana entre 1 y 2,3 salarios mínimos, y 100 puntos si gana más de 2,3 salarios mínimos.
2. *El tipo de contrato*: el contrato de trabajo es un indicador de estabilidad laboral, ya que protege contra el despido sin justa causa y estipula beneficios tales como vacaciones remuneradas, seguros y otros derechos y obligaciones del empleador. El tipo de contrato se divide en tres categorías: la primera incluye trabajadores ocupados sin contrato, con un puntaje de 0; la segunda, contratos temporales, con un puntaje de 50; y la última, contratos a término indefinido, con 100 puntos.
3. *La seguridad social*: esta se divide en tres categorías. La primera, con un puntaje de 0, si el trabajador no está afiliado a la seguridad social. La segunda, con 50 puntos, si el trabajador cotiza a salud o a pensiones. Los trabajadores afiliados a salud y pensiones tienen 100 puntos. Finalmente, los trabajadores pensionados con acceso a salud se consideran cotizantes de salud y pensión. Este indicador introduce implícitamente la informalidad al tener en cuenta la falta de afiliación a la seguridad social (Mora y Muro, 2010).
4. *Las horas de trabajo semanales*: de acuerdo con la legislación laboral colombiana un individuo puede trabajar máximo 48 horas a la semana, por lo que las categorías para este factor son dos: se obtiene un puntaje de 0 si el individuo trabaja más de 48 horas a la semana, y de 100 puntos si trabaja menos de 48 horas a la semana.

Igual que en los trabajos de Farné (2003), Bustamante y Arroyo (2008) y Posso (2010), se diferenciaron entre trabajadores asalariados e independientes. Entre los trabajadores asalariados se encuentran los empleados particulares, del gobierno y domésticos. Dentro de los trabajadores independientes se incluye a los trabajadores por cuenta

propia y la categoría de la gran encuesta integrada de hogares llamada “otros”. El cuadro 1 resume la ponderación vertical y horizontal de cada variable en el índice de la calidad del trabajo.

Cuadro 1

Resumen de las variables y ponderaciones del ICE

Variable del ICE	Asalariados Independientes		
Ingreso	100 si SML > 2,3 (\$1.125.536) 50 si 1 < SML < 2,3 0 si SML < 1	40%	50%
Contrato	100 si contratación indefinida 50 si es temporal 0 si no tiene contrato o es verbal	25%	-
Seguridad social	100 si tiene pensión y salud 50 si tiene cualquiera de las dos 0 si no está afiliado a ninguna	25%	35%
Horas	100 si trabaja hasta 48 horas/semana 0 si trabaja más de 48 horas/semana	10%	15%

Fuente: elaboración propia.

La construcción anterior implica que el índice no es continuo sino discreto y presenta tres niveles: baja calidad, cuando es menor de 60 puntos; calidad media, entre 60 y 80 puntos; y buena calidad, cuando es superior a 80 puntos. La ecuación 1 corresponde al modelo econométrico:

$$Y_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i; Y_i = I(Y_i^* > 0) \quad [1]$$

$Y_i$  es la calidad del empleo, baja, media y buena. En las variables explicativas se incluye el sexo, con un valor de 1 si es hombre y 0 si es mujer; ser jefe de hogar y casado, con un valor de 1, y 0 en caso contrario. Los años de educación,  $e_i$ , se incluyen como variable continua. Finalmente,  $\varepsilon_i$  es el término de error aleatorio.

Cabe observar que de acuerdo con la teoría del capital humano (Becker, 1964) y las teorías de la señalización o escudriñamiento (Spence, 2002) existe una correlación positiva entre educación e ingresos<sup>2</sup>. Esta correlación podría trasladarse a la calidad del empleo vía ingresos. Es decir, es muy probable que la educación sea endógena a la calidad del empleo. Para contrastar esta hipótesis, suponemos que la educación es generada por la siguiente ecuación:

$$\text{Educación}_i = Z_i' \gamma + v_i \quad [2]$$

Si la educación es exógena, la correlación entre  $v_i$  y  $\varepsilon_i$  debe ser 0. En caso contrario, los estimadores de [1] son inconsistentes. Una manera de corregir la endogeneidad consiste en incluir las predicciones de la

<sup>2</sup> Mora (2003) y Mora y Muro (2008) discuten la relación entre educación y salarios a partir de la ecuación de títulos para Colombia.

educación obtenida (ecuación 2) en la ecuación 1. Este procedimiento garantiza estimadores consistentes, aunque no eficientes. Para obtener estimadores consistentes y eficientes seguimos el procedimiento establecido por Murphy y Topel (1985):

Modelo 1:  $E[\text{Educación}, \theta_1]$

Modelo 2:  $E[\text{Calidad del empleo}|X, \theta_2, E(\text{Educación}, \theta_1)]$  [3]

En la literatura econométrica existen dos procedimientos para obtener estimadores eficientes: el de máxima verosimilitud con información completa (FIML, por sus siglas en inglés), donde se especifica la distribución conjunta, y el de máxima verosimilitud con información limitada (LIML), en dos etapas; en la primera se estima el modelo cuya matriz de varianzas y covarianzas es correcta y en la segunda se estima el vector de parámetros condicionado a los resultados del primer modelo. Lo anterior implica maximizar el logaritmo de la función de verosimilitud condicionada a la estimación de la educación. Es decir:

$$L = \sum_{i=1}^n \ln F\{\text{Calidad del empleo}_i|X_i, \theta_2, (Z_i, \theta_1)\}$$
 [4]

Aunque este procedimiento produce estimadores consistentes de  $\theta_2$ , la matriz de varianzas y covarianzas se debe ajustar para tener en cuenta la variabilidad de  $\hat{\theta}_1$ , el estimador de  $\theta_1$ .

De acuerdo con Hardin (2002), Hole (2006) y Greene (2008) la matriz de varianzas de la estimación para el procedimiento en dos etapas está dada por:

$$\text{Murphy-Topel} = \hat{V}_2 + \hat{V}_2(\hat{C}\hat{V}_1\hat{C}' - \hat{R}\hat{V}_1\hat{C}' - \hat{C}\hat{V}_1\hat{R}')\hat{V}_2$$
 [5]

donde  $\hat{V}_1$  ( $q \times q$ ) y  $\hat{V}_2$  ( $p \times p$ ) son las matrices estimadas de varianzas y covarianzas de los modelos [1] y [2] respectivamente. Por otra parte:

$$\hat{C}_{p \times q} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial \ln F_{i2}}{\partial \hat{\theta}_2} \right) \left( \frac{\partial \ln F_{i2}}{\partial \hat{\theta}'_1} \right)$$

$$\hat{R}_{p \times q} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial \ln F_{i2}}{\partial \hat{\theta}_2} \right) \left( \frac{\partial \ln F_{i1}}{\partial \hat{\theta}'_1} \right)$$

donde  $F_{i1}$  y  $F_{i2}$  son la  $i$ -ésima contribución a la función de verosimilitud de los modelos [1] y [2] respectivamente.

## DATOS Y RESULTADOS

Los datos provienen de la gran encuesta integrada de hogares del segundo trimestre de 2009 realizada por el DANE. La muestra incluye

38.679 trabajadores, de los cuales 20.138 son trabajadores asalariados y 18.541 son trabajadores independientes.

Cuadro 2  
Estadísticas básicas  
(Pesos y porcentaje)

Variable	N	Promedio
Ingreso asalariados	20.138	825.423,7
Ingreso independientes	18.541	590.266,8
Educación	38.679	10,25
Seguridad social asalariados	20.138	72,88%
Seguridad social independientes	18.541	32,81%
Contrato asalariados	20.138	63,66%
Horas semanales asalariados	20.138	65,32%
Horas semanales independientes	18.541	57,00%
Hombre	38.679	54,74%
Jefe de hogar	38.679	47,16%
Casado	38.679	56,40%
Edad	38.679	38,34

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores.

Como se observa en el cuadro 2, los trabajadores asalariados ganan en promedio \$235.000 más que los independientes. El 73% de los trabajadores asalariados está afiliado a salud y pensiones, en comparación con el 33% de los independientes. El 64% de los asalariados tiene algún tipo de contrato. El 65% de los trabajadores asalariados trabaja hasta 48 horas, en comparación con el 57% de los trabajadores independientes. El 55% de los trabajadores de la muestra son hombres; de estos, el 50% de los informales son hombres mientras que el 56% de los independientes son hombres. La educación promedio de los individuos es de 10 años: de 8,8 años en el caso de los trabajadores asalariados y de 8,2 años en el caso de los trabajadores independientes. El 47% es jefe de hogar y el 56% es casado. La edad promedio es de 38 años.

Los resultados muestran que el índice de calidad del empleo se encuentra entre 46,8 y 48,7 puntos de los 100 posibles, para asalariados e independientes, inferior a los 60 puntos necesarios para tener un empleo de calidad. Los resultados también muestran que el 64,2% de los trabajadores tiene empleos de baja calidad, el 24,2% empleos de calidad media y el 11,5% empleos de alta calidad. Por género, los hombres tienen empleos de mejor calidad que las mujeres, con una diferencia de 1,9 puntos (cuadro 3).

**Cuadro 3**  
Índice de la calidad del empleo en Colombia, 2009

	ICE promedio	Observaciones	Desviación estándar
Total	47,9	38.679	27,84
Hombres	48,7	21.174	27,82
Mujeres	46,8	17.505	27,82

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores.

**Cuadro 4**  
Calidad del empleo por ciudades

Ciudad	ICE
Bogotá	54,9
Medellín	54,2
Manizales	52,2
Pasto	51,4
Bucaramanga	48,2
Cartagena	44,0
Cali	44,0
Villavicencio	43,3
Ibagué	41,7
Pereira	41,6
Barranquilla	41,0
Cúcuta	39,6
Montería	36,3

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores.

Cuando se analiza el comportamiento de la calidad del empleo por ciudades, se encuentra que Bogotá y Medellín presentan en promedio una mejor calidad del empleo. Mientras que las ciudades con empleos de peor nivel de calidad son Cúcuta y Montería (cuadro 4).

A continuación se estimaron los modelos [1] y [3]. Primero se comprobó la hipótesis de que la educación es exógena. Para ello se estimó [2] utilizando la edad, la edad al cuadrado y el sexo como variables explicativas, y los residuos de la regresión se incluyeron en la ecuación [1]. Los resultados, que se presentan en el cuadro 5, llevaron a rechazar la hipótesis de exogeneidad de la educación, al nivel del 1%, en el modelo logit ordenado y en el modelo logit multinomial. Es decir, estos resultados muestran que la educación es endógena.

**Cuadro 5**  
Prueba de exogeneidad

Modelo	B	Desviación estándar	Z
Logit ordenado	-0,4238010	0,0260152	-16,29
Logit multinomial (calidad media)	-0,4343525	0,0300034	-14,48
Logit multinomial (calidad alta)	-0,6538957	0,0482781	-13,54

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores.

Después se utilizó la predicción de la educación obtenida en [2] con el fin de obtener estimadores consistentes de la calidad del empleo<sup>3</sup>.

Cuadro 6  
Efectos marginales para el logit ordenado

Variable	OR	Desviación estándar	Murphy-Topel
Hombre	1,1581170	0,0272367	0,023732944
Jefe de hogar	1,4181980	0,0334825	0,033280002
Casado	1,2862020	0,0285702	0,028506224
Medellín	1,1314700	0,0476684	0,047667360
Barranquilla	0,4224838	0,0207332	0,020728872
Bucaramanga	0,7263557	0,0348287	0,034824833
Cartagena	0,5531339	0,0277804	0,027779048
Manizales	0,9931779	0,0478998	0,047893919
Montería	0,4068381	0,0218249	0,021805180
Pasto	0,4925553	0,0269943	0,026964497
Cúcuta	0,3777171	0,0210375	0,021029022
Pereira	0,8692691	0,0435001	0,043499008
Villavicencio	0,5640786	0,0289826	0,028980835
Ibagué	0,6099072	0,0319409	0,031929557
Calí	0,6297961	0,0301499	0,030150418
Educación estimada	1,20788	0,0119578	0,010232314
Cut-points1	2,523335	0,1002673	0,253007987
Cut-points2	4,025642	0,1006087	0,405014608
Log-Likelihood			-438045,07
LR chi2(16)			24563,42
N			38679

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores.

La primera columna del cuadro 6 muestra la razón de probabilidades [*odds ratio*] de la estimación e indica que todas las variables son estadísticamente significativas<sup>4</sup>. Un año adicional de educación aumenta 1,2 veces la probabilidad de tener un empleo de calidad alta con respecto a uno de calidad media. Una característica del logit ordenado es que la razón de posibilidades es constante entre las categorías del índice, es decir, se estima un solo coeficiente  $\beta$  para cada variable explicativa, y un intercepto separado para cada categoría, de modo que las pendientes de

<sup>3</sup> En este artículo no se prueba la existencia de sesgos de selección. Si la fuente del sesgo de selección fuese la participación laboral, la calidad del empleo no se podría estimar en forma consistente sin tener en cuenta los desempleados e inactivos, y sería necesario realizar la corrección. En particular, lo anterior significa que existe una calidad del empleo para los desempleados e inactivos. Debido a que en nuestro análisis consideramos empleos del sector formal y del informal, y a que los individuos pueden acceder a cualquier sector, no creemos que en la muestra se presente este problema (agradecemos el interesante comentario del evaluador anónimo al respecto).

<sup>4</sup> Los programas de Hardin (2002), Hole (2006) y Muro, Suárez y Zamora (2010) se usaron como referencia para programar los errores estándar de Murphy y Topel en STATA. La función de máxima verosimilitud para el primer modelo viene dada a partir de una regresión lineal mientras para el segundo modelo viene dada por un logit ordenado o un logit multinomial, según sea el caso.

la regresión, que se mueven de una categoría a la siguiente, son iguales. En suma, el logit ordenado debe satisfacer el supuesto de regresiones paralelas; los resultados de la prueba se presentan en el cuadro 7.

Cuadro 7  
Prueba de regresiones paralelas

Test 1: Contraste brant	$\chi^2(16) = 837,90$
Test 2: Contraste logit generalizado	$\chi^2(16) = 5718,09$

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores.

Los resultados del test de Brant y del logit generalizado llevan a rechazar el supuesto de que las regresiones son paralelas. De esta forma, si se utilizara un logit ordenado se podría llegar a conclusiones erróneas acerca del efecto de las variables explicativas ya que la razón del riesgo relativo, RRR, no es igual para todas las categorías de calidad del empleo: baja, media y alta. Por esta razón, se debe estimar un logit multinomial.

En el cuadro 8 se muestran tres estimaciones de la calidad del empleo utilizando un modelo logit multinomial: la primera incluye todos los trabajadores (asalariados e independientes), la segunda solamente los trabajadores asalariados y la última los trabajadores independientes. Se hacen estas estimaciones separadas para determinar si la diferencia conceptual entre empleo asalariado y empleo por cuenta propia arroja resultados diferentes en cuanto a la relación entre educación y calidad del empleo. Primero se hizo la prueba de independencia de las alternativas irrelevantes; IIA (Hausman y MacFadden, 1984), y los resultados no rechazan este supuesto.

Con respecto al género, los resultados muestran que la probabilidad de tener un empleo de calidad media frente a un empleo de alta calidad es 1,16 veces mayor para los hombres. Este valor es algo inferior a la probabilidad de tener un empleo de baja calidad frente a un empleo de alta calidad, alrededor de 1,08 para los hombres (cuadro 8)<sup>5</sup>.

En cuanto a la calidad del empleo por ciudades, los resultados muestran para las ciudades de Cali y Medellín, tomando a Bogotá como punto de referencia, que la probabilidad de tener un empleo de calidad media frente a un empleo de calidad alta no es estadísticamente significativa. Muestran también que al comparar empleos de calidad alta con respecto a empleos de calidad baja, es más probable que estos últimos se presenten en Barranquilla, Cartagena y Cúcuta (dos veces más que en Bogotá).

<sup>5</sup> En las estimaciones no consideramos diferencias de género entre trabajadores asalariados y por cuenta propia o independientes, debido a que se podrían cometer errores de medición por la forma de construir el índice.

**Cuadro 8**  
**Efectos marginales para el logit multinomial**

Variable	Calidad para asalariados e independientes		Calidad para asalariados		Calidad para independientes	
	RRR	Error estándar (Murphy-Topel)	RRR	Error estándar (Murphy-Topel)	RRR	Error estándar (Murphy-Topel)
Calidad baja						
Hombre	1,081408	(0,0380397)**	1,188992	(0,0502755)**	0,807433	(0,0668142)**
Jefe de hogar	0,516225	(0,0634404)**	0,387602	(0,1102798)**	0,580899	(0,074894)**
Casado	0,631008	(0,0613871)**	0,518133	(0,1054763)**	0,665958	(0,0696407)**
Medellín	0,855280	(0,0651238)**	0,681596	(0,08331789)**	1,166479	(0,1162099)
Barranquilla	2,703332	(0,0807714)**	1,525765	(0,1014158)**	5,056866	(0,156653)**
Bucaramanga	1,212761	(0,0718733)**	1,094462	(0,1009532)	0,947794	(0,1108758)
Cartagena	2,345000	(0,0861868)**	1,143699	(0,1107377)	5,290939	(0,1775108)**
Manizales	1,007704	(0,0746973)	0,902305	(0,0939907)	1,341473	(0,1376979)**
Montería	1,960581	(0,0788307)**	1,370680	(0,1005013)**	2,749374	(0,141603)**
Pasto	1,691854	(0,0805526)**	1,345409	(0,1035)**	1,992555	(0,1396574)**
Cúcuta	2,192612	(0,127753)**	1,623584	(0,2436233)*	2,386801	(0,147049)**
Pereira	1,395271	(0,0831581)**	1,367500	(0,1109097)**	1,238608	(0,1343464)
Villavicencio	1,776689	(0,0797745)**	1,482903	(0,1053055)**	1,790530	(0,1309311)**
Ibagué	1,634147	(0,0806501)**	1,273947	(0,1026744)**	2,104083	(0,1436451)**
Cali	1,743970	(0,0768553)**	1,279016	(0,0972338)**	2,393912	(0,1400284)**
Educación estimada	0,905003	(0,0185278)**	0,789671	(0,068572)**	0,999843	(0,0242886)
Calidad media						
Hombre	1,160516	(0,0418924)**	1,224286	(0,0508776)**	1,624808	(0,0915)**
Jefe de hogar	0,750233	(0,0712428)**	0,649947	(0,111966)**	0,858325	(0,1009211)
Casado	0,809014	(0,0686227)**	0,772156	(0,1067011)**	0,842556	(0,0934596)
Medellín	0,976840	(0,0693761)	0,911292	(0,0798613)	1,041410	(0,1506555)
Barranquilla	1,153331	(0,089593)	1,087124	(0,1020335)	0,810566	(0,2194465)
Bucaramanga	0,742116	(0,0799081)**	0,894174	(0,10072)	0,739071	(0,1489672)**
Cartagena	1,418964	(0,0934077)**	1,343911	(0,1063988)**	0,793876	(0,2520155)
Manizales	1,004646	(0,0801518)	0,939799	(0,0914716)	1,013433	(0,1799401)
Montería	0,612048	(0,0925904)**	0,603860	(0,1055407)**	0,524264	(0,2154866)**
Pasto	0,664258	(0,0936517)**	0,582380	(0,1098423)**	1,034556	(0,1848886)
Cúcuta	1,250166	(0,1503776)	1,126971	(0,2690958)	1,214451	(0,1911161)
Pereira	1,380456	(0,0882946)**	1,492076	(0,1080942)**	1,177236	(0,1718678)**
Villavicencio	0,938373	(0,0887802)	0,926861	(0,1071549)	1,176269	(0,1688115)
Ibagué	0,936700	(0,0899223)	0,879049	(0,1037265)	1,034598	(0,1906726)
Cali	1,108924	(0,0840484)	1,020698	(0,0969355)	1,441127	(0,1772963)**
Educación estimada	1,302269	(0,0246188)**	1,238716	(0,0796942)**	1,023172	(0,032543)
IIA	-13.551,64			-993,51		-7.979,4
Log-likelihood	-32.565,125			-19.547,633		-9.123,6185
LR	2.676,23			1.765,34		1.067,28
chi2(32)						
N	38.679			20.138		18.541

Fuente: DANE, GEIH-II 2009, cálculos de los autores. \*\* Significancia al 1%, \* Significancia al 5%. Categoría base: Empleos de alta calidad.

Las variables de hombre, jefe de hogar y casado fueron estadísticamente significativas en todos los modelos con respecto a la baja calidad, pero solamente la variable hombre fue estadísticamente significativa cuando se considera la calidad media.

Finalmente, la educación tiene efectos diferentes sobre la calidad del empleo entre trabajadores asalariados e independientes. Para los trabajadores asalariados, una mayor educación disminuye la proba-

bilidad de encontrarse en empleos de baja calidad y aumenta la de encontrarse en empleos de calidad media con respecto a empleos de alta calidad. Sin embargo, tal efecto no existe estadísticamente en el caso de los trabajadores independientes. Este es un punto interesante, si la persona trabaja como independiente, más años de educación no contribuyen a mejorar la calidad del empleo; este efecto solo existe para los trabajadores asalariados.

## CONCLUSIONES

La calidad del empleo no es un tema de interés exclusivo para los académicos sino también para las autoridades de los distintos niveles de gobierno, ya que permite entender diversos factores que se deben tener en cuenta en la elaboración de las políticas laborales. No basta considerar las estadísticas de empleo y desempleo para generar más empleos sino que es necesario mejorar la calidad de los empleos, y para ello se deben determinar las variables que la afectan. La calidad del empleo está relacionada con variables objetivas que inciden en el bienestar de los trabajadores y sus familias. El índice sintético que elaboró Stefano Farné (2003) es un indicador aproximado, y susceptible de mejoras, que incluye variables monetarias como el ingreso, y no monetarias, como el tipo de contrato, la afiliación a la seguridad social y las horas semanales trabajadas.

Los resultados de las trece principales ciudades colombianas muestran que si bien la calidad del empleo mejoró con respecto a 2001 —el índice aumentó en 10,4 puntos— aún está muy por debajo de los 60 puntos que corresponden a un empleo de calidad. Se mantienen las diferencias de calidad del empleo entre hombres y mujeres, y también entre sectores económicos. Nuestros resultados muestran, igual que los de otros trabajos anteriores, que existen diferencias de calidad entre las ciudades.

Otro resultado interesante es la relación entre educación y calidad del empleo. Una mayor educación incrementa la calidad del empleo pero solamente en el caso de los trabajadores asalariados.

Los problemas laborales del país constituyen un gran reto para el diseño de políticas y, además del desempleo, los planes y programas deben atacar directamente el problema de la calidad del empleo. Los aspectos que se incluyen en el indicador de calidad del empleo son un buen comienzo para entender con mejor conocimiento los factores que se han de tener en cuenta en dichos planes y programas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Beatson, M. "Job 'quality' and job security", *Labour Market Trends* 108, 10, 2000, pp. 441-450.
2. Becker, G. S. *Human Capital*, New York, Columbia, 1964.
3. Bustamante, C. D. y S. Arroyo. "La raza como un determinante del acceso a un empleo de calidad: Un estudio para Cali", *Ensayos sobre Política Económica* 26, 57, 2008, pp. 130-175.
4. Farné, S. "Estudio sobre la calidad del empleo en Colombia", *Estudios de economía laboral en países andinos*, vol. 5, Lima, OIT, 2003.
5. Farné, S., C. Vergara y N. Baquero. "La calidad del empleo en medio de la flexibilización laboral: Colombia 2002-2010", 2011, [[http://www.uexternado.edu.co/derecho/pdf/observatorio\\_mercado\\_trabajo](http://www.uexternado.edu.co/derecho/pdf/observatorio_mercado_trabajo)].
6. Greene, W. H. *Análisis econométrico*, Prentice, Prentice Hall, 2008.
7. Gittleman, M. B. y D. R. Howell. "Changes in the structure and quality of jobs in the United States: Effects by race and gender, 1973-1990", *Industrial and Labor Relations Review* 48, 3, 1995, pp. 420-440.
8. Hausman, J. y D. McFadden. "Specification tests for the multinomial logit model", *Econometrica* 52, 5, 1984, pp. 1219-1240.
9. Hardin, J. W. "The robust variance estimator for two-stage models", *The Stata Journal* 2, 3, 2002, pp. 253-266.
10. Hole, A. R. "Calculating Murphy-Topel variance estimates in Stata: A simplified procedure", *The Stata Journal* 6, 4, 2006, pp. 521-529.
11. Mora, J. J. "Screening and Sheepskin effects in Colombia", *Colombian Economic Journal* 1, 2003, pp. 95-108.
12. Mora, J. J. y J. Muro. "Sheepskin effects by cohorts in Colombia", *International Journal of Manpower* 29, 2, 2008, pp. 111-121.
13. Mora, J. J. y J. Muro. "A cohort-based analysis of the influence of minimum wage levels on labour force participation in the informal sector: Quantitative and substitution effects", *Alcamentos* 1001, 2010.
14. Murphy, K. y R. Topel. "Estimation and inference in two step econometric models", *Journal of Business and Economic Statistics* 3, 1985, pp. 370-379.
15. Muro, J., C. Suárez y M. Zamora. "Computing Murphy-Topel-corrected variances in a heckprobit model with endogeneity", *The Stata Journal* 10, 2, 2010, pp. 252-258.
16. Pineda, J. "Calidad del empleo: comparaciones locales para Colombia", C. A. Zorro, ed., *El desarrollo: perspectivas y dimensiones. Aportes interdisciplinarios*, Bogotá, Universidad de los Andes, 2007.
17. Pineda, J. "Informalidad y calidad de empleo", *Vías y escenarios de la transformación laboral: aproximaciones teóricas y nuevos problemas*, Bogotá, Universidad del Rosario, 2008, [<http://jpineda.uniandes.edu.co/>].
18. Pineda, J. "Calidad del trabajo: aproximaciones teóricas y estimación de un índice compuesto", *Ensayos sobre Política Económica* 65, 2011.
19. Posso, Ch. M. "Calidad del empleo y segmentación laboral: un análisis para el mercado laboral colombiano 2001-2006", *Desarrollo y Sociedad* 65, 2010, pp. 191-234.
20. Reinecke, G. y M. E. Valenzuela. "La calidad del empleo: un enfoque de género", *¿Más y mejores empleos para las mujeres? La experiencia de los países del Mercosur y Chile*, Santiago de Chile, OIT, 2000.

21. Rodgers, G. "The quality of employment: Issue for measurement, research and policy", mimeo, OIT, 1997.
22. Rosenthal, N. H. "More than wages at issue in job quality debate", *Monthly Labor Review* 112, 12, 1989, pp. 4-8.
23. Spence, M. "Signaling in retrospect and the informational structure of markets", *American Economic Review* 92, 3, 2002, pp. 434-459.
24. Uribe, J. y C. Ortiz. *Informalidad laboral en Colombia 1988-2000: Evolución, teorías y modelos*, Cali, Programa Editorial Universidad del Valle, 2006.
25. Valenzuela, M. E. "La calidad del empleo de las mujeres en los países del Cono Sur", M. E. Valenzuela y G. Reinecke, eds., *¿Más y mejores empleos para las mujeres? La experiencia de los países del Mercosur y Chile*, Santiago de Chile, OIT, 2000.
26. Verdera, F. "Propuestas de redefinición de la medición del subempleo y el desempleo y de nuevos indicadores sobre la situación ocupacional en Lima", *Documento de Trabajo OIT* 22, 1995.