

---

# DURACIÓN DEL DESEMPLEO DE LOS JÓVENES Y LOS “NINIS” EN CALI, COLOMBIA

---

*Jhon James Mora Rodríguez\**

*Carolina Caicedo Marulanda\*\**

*Carlos Giovanni González Espitia\*\*\**

Uno de los principales problemas que aqueja a Santiago de Cali es el desempleo de los jóvenes. Si bien ha mostrado una leve mejoría en los últimos años, en el mercado laboral aún existen muchos problemas que afectan a los jóvenes de la ciudad. Los más críticos son la duración del desempleo y las diferencias por etnia, género y localización.

La discusión internacional sobre la duración del desempleo empezó con el trabajo de Lancaster (1979). En Colombia, Viáfara y Uribe (2009), Orjuela (2010), Tenjo et al. (2012) y Arango y Ríos (2015), con especificaciones diferentes, han encontrado que las mujeres duran desempleadas más tiempo que los hombres, que enviar hojas de vida (formal o informalmente) ayuda a salir del desempleo y que cuanto más tiempo se está desempleado menor es la probabilidad de conseguir un empleo.

En este artículo se supone que los periodos de desempleo son discretos y que existe heterogeneidad individual no observada, por ello se utiliza un modelo del tipo Prentice y Gloecker (1978) con una distribución gamma mixta para incorporar esa heterogeneidad (Meyer, 1990). El objetivo es analizar la duración del desempleo de los jóvenes de Cali y examinar la situación de aquellos que cumplen

\* Profesor titular de la Universidad Icesi, Cali, Colombia, director del Doctorado en Economía de los Negocios de la Universidad Icesi, [jjmora@icesi.edu.co].

\*\* Profesora de la Universidad Autónoma de Occidente, Cali, Colombia, [ccaicedo@uao.edu.co].

\*\*\* Profesor asociado, Departamento de Economía, Universidad Icesi, Cali, Colombia, [cggonzalez@icesi.edu.co]. Fecha de recepción: 15-02-2016, fecha de modificación: 21-03-2017, fecha de aceptación: 04-09-2017. Sugerencia de citación: Mora R., J. J.; Caicedo M., C. y González E., C. G. (2017). Duración del desempleo de los jóvenes y los “ninis” en Cali, Colombia, *Revista de Economía Institucional* 19, 37, 167-184. doi: <https://doi.org/10.18601/01245996.v19n37.09>

una condición particular: ser “ninis”, jóvenes que no estudian ni trabajan. Los datos provienen de la encuesta de Empleo y Calidad de Vida realizada entre noviembre de 2012 y enero de 2013 por el Ministerio del Trabajo, la Alcaldía de Santiago de Cali y el ORMET del Valle del Cauca.

Los principales resultados concuerdan con los obtenidos en investigaciones anteriores sobre la población colombiana y muestran una particularidad distintiva con respecto a la duración del desempleo a nivel nacional: la condición de migrante, la etnia y la comuna donde vive el joven inciden en la duración del desempleo. Además, ser “nini” es costoso porque las capacidades que no se adquieren mediante la educación y el trabajo aumentan la probabilidad de estar desempleado, tener bajos salarios y empleos de mala calidad (Águila et al., 2015).

En suma, los resultados indican que existen graves problemas de duración del desempleo entre los jóvenes y que el porcentaje de “ninis” en la ciudad es muy parecido al de México, Chile, España o Turquía, con una tasa cercana al 26%; y que ser mujer, haber llegado a la ciudad en los últimos cinco años, utilizar mecanismos de búsqueda informal, ser afrodescendiente y vivir en el Distrito de Agua Blanca aumentan la probabilidad de ser “nini”.

El artículo se divide en cuatro secciones. En la primera se analiza el mercado laboral de los jóvenes en Cali. En la segunda se presenta un modelo de duración del desempleo. En la tercera se analiza el caso de los “ninis” y en la última se presentan las conclusiones y recomendaciones de política.

## **EL DESEMPLEO DE LOS JÓVENES EN CALI**

De acuerdo con la Ley 1622 de 2013, los jóvenes son las personas de 14 a 28 años de edad. Según la GEIH-DANE la tasa nacional de desempleo en enero-marzo de 2013 era del 19,2% para el total de jóvenes; del 14,5% para los hombres, y del 25,2% para las mujeres.

El problema de Cali se agrava en algunas comunas donde la tasa de desempleo de los jóvenes duplica la tasa de desempleo de la población caleña, como se observa en la gráfica 1.

Así, uno de los casos más notorios es la Comuna 20, conocida como la zona de Siloé, ubicada entre los Farallones de Cali y la Avenida de los Cerros. En esta comuna la tasa de desempleo total es del 19%, mientras que la tasa de desempleo de los jóvenes es del 32%, es decir, 13 puntos porcentuales por encima del promedio. Si se compara esta con la tasa de desempleo de los jóvenes a nivel nacional (19%), la de los jóvenes en Cali es muy superior. Estas diferencias deberían

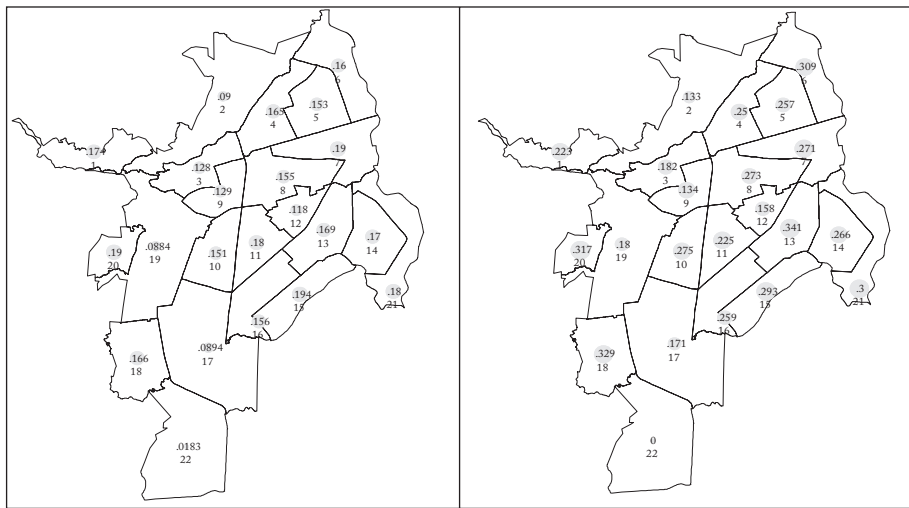
preocupar porque esta es una zona con algunos de los barrios más pobres de la ciudad. Dadas las condiciones de pobreza y vulnerabilidad de la población residente en esta comuna y las altas tasas de desempleo, junto con las altas tasas de desempleo juvenil, se puede estar gestando un caldo de cultivo para trampas de pobreza y violencia que difícilmente serán superadas sin oportunidades de trabajo para la población más joven.

Gráfica 1

Mapas por comunas de las tasas de desempleo en Cali

A. Tasa de desempleo total

B. Tasa de desempleo de los jóvenes



Fuente: Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, elaboración propia.

Por otra parte, la Comuna 13, de la que hace parte el Distrito de Agua Blanca, está ubicada en el sur oriente de Cali. Esta comuna está compuesta por 15 barrios, siete urbanizaciones y sectores y una unidad deportiva. El estrato socioeconómico más común es el 2 y la tasa de desempleo total es del 17%, mientras que la de los jóvenes es del 34%. Igualmente, la tasa de desempleo de los jóvenes es el doble de la tasa de la población general, 17 puntos porcentuales por encima del promedio. Esta es otra de las zonas más deprimidas de la ciudad.

En una de las comunas con algunas de las viviendas más lujosas de la ciudad, la Comuna 22, compuesta por un barrio y cuatro urbanizaciones o sectores, el estrato más común es el 6 y la tasa de desempleo total es del 1,8%, y la de los jóvenes del 0%.

En Cali existen marcadas diferencias, por comunas, entre desempleo total y desempleo de los jóvenes. Además, en las comunas de estrato bajo-bajo (1) y bajo (2), correspondientes a los hogares de menores recursos, la tasa de desempleo de los jóvenes es mayor que la de las comunas de estrato medio (5) y alto (6).

Mora y Caicedo (2013) muestran que la tasa de las mujeres duplica a la de los hombres. Y que en la Comuna 15, que hace parte del Distrito de Agua Blanca, la tasa de desempleo es del 29% para las mujeres y del 10,8% para los hombres; es decir, 18,2 puntos porcentuales por encima de la tasa de desempleo de los hombres.

Por otra parte, Mora y Pérez (2014) encuentran que ser afrodescendiente limita el acceso a empleos de alta calidad y que la condición étnica afrodescendiente limita el acceso a empleos de alta calidad, resultados que concuerdan con los de Bustamante y Arroyo (2008). Esta situación se ve agravada por los bajos niveles educativos de la población en ciertos sectores de la ciudad y por la existencia de localizaciones geográficas de la calidad del empleo.

#### DURACIÓN DEL DESEMPLEO

Uno de los primeros trabajos sobre duración del desempleo en Colombia es el de López (1988), quien calcula las probabilidades de conseguir empleo y de seguir desempleado, con un modelo Weibull para ajustar la función de supervivencia. Encuentra que los hombres tienen más probabilidades de salir del desempleo, con efectos diferenciales según la duración: 20% en el primer mes, 15% en el tercero y 10% en el mes 18. Las mujeres tienen más probabilidades de seguir desempleadas: 83,4% en el primer mes, 63% en el tercero y 23,4% después de un año. Viáfara y Uribe (2009) encuentran un resultado similar.

Algo común en los trabajos sobre Colombia es el uso combinado de estimaciones no paramétricas (Kaplan-Meier) y estimaciones paramétricas a partir de una función tipo Weibull<sup>1</sup>. Sin embargo, el énfasis es diferente: en las primeras estimaciones el análisis se concentra en la diferencia de la duración del desempleo entre hombres y mujeres, mientras que a partir del trabajo de Castellar y Uribe (2003) se incorpora el uso de los canales de búsqueda<sup>2</sup>.

Los trabajos sobre duración en los últimos dos años han tenido matices interesantes. Así, Tenjo et al. (2014) examinan la incidencia de la duración del desempleo, es decir, la proporción de la fuerza de

<sup>1</sup> Viáfara y Uribe (2009), Tenjo et al. (2014), Marcillo (2015) y Arango y Ríos (2015) estiman la duración del desempleo usando funciones tipo Weibull.

<sup>2</sup> Viáfara y Uribe (2009), Uribe y Gómez (2005) y Orjuela (2010).

trabajo que entra mensualmente a estar desempleada, y encuentran que disminuye con la edad y con el nivel de educación. Arango y Ríos (2015) analizan cómo influyen las vacantes (anuncios de ofertas de empleo en los periódicos) en la duración del desempleo, en particular en el de las mujeres. Al parecer ellas se ven beneficiadas con el ciclo económico y con los anuncios, de manera que es importante seguir promoviendo los sistemas de información con demanda insatisfecha de trabajo. Y Marcillo (2015) encuentra que el trabajo no remunerado incide en la duración del desempleo y que en el caso de las mujeres las actividades de trabajo no remunerado juegan un papel muy importante en la duración del desempleo debido al menor tiempo del que disponen para buscar empleo, por dedicar mayor cantidad de tiempo al trabajo no remunerado que los hombres.

## EL MODELO DE DURACIÓN DEL DESEMPLEO

La discusión sobre los determinantes de la duración del desempleo implica, desde un punto de vista probabilístico, la observación continua, en todos los meses, de la salida o permanencia de un individuo del desempleo. Es decir, la observación continua de una variable aleatoria discreta en el tiempo (Arranz et al., 2000).

El modelo de duración del desempleo se define así: sea una muestra de individuos que entra al desempleo en el mes  $t = 0$  y  $b_{ij}$  la tasa de riesgo mensual discreta del individuo  $i$  en el mes  $j$ . Cada individuo se observa durante  $t$  meses, al cabo de los cuales cambia de posición. La censura es independiente, y sea  $X_{it}$  un vector de covariantes. La tasa de riesgo mensual discreta es:

$$b_j(X_{ij}) = 1 - \exp\{-\exp[X_{ij}'\beta + \gamma_j + \log(\varepsilon_i)]\}; \gamma_j = \log \int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(\tau) d\tau \quad (1)$$

donde  $\varepsilon_i$  sigue una distribución gamma con media unitaria y varianza  $\sigma^2 \equiv v$ , y  $\gamma_j$  es el logaritmo de la integral del riesgo básico en el intervalo relevante  $a_j$ . La función de verosimilitud en logaritmos tiene la siguiente expresión:

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \{(1 - d_i) * Ai + d_i * Bi\} \quad (2)$$

$$\text{donde } Ai = \left[ 1 + v \sum_{j=1}^{t_i} \exp [X_{ij}'\beta + \theta(j)] \right]^{-(1/v)}$$

$$\text{Por su parte, } Bi = \left[ 1 + v \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp [X_{ij}'\beta + \theta(j)] \right]^{-(1/v)} - Ai \text{ si } t_i > 1 \text{ y si } t_i = 1, Bi = 1 - Ai$$

donde  $N$  es el tamaño de la muestra,  $t_i$  el número de meses que el individuo  $i$  está en riesgo,  $d_i$  una variable dicotómica que toma el valor de 1 para el mes en que cambia de situación (obtiene empleo) y 0 en los

meses restantes, y  $\theta(j)$  una función que describe la dependencia de la duración de la tasa de riesgo, incluida la especificación no paramétrica del riesgo básico (Jenkins, 1956).

Para estimar el modelo la información del tiempo de duración de los desempleados se agregó a la del tiempo que estuvieron en situación de desempleo los trabajadores empleados en la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida. Porque se presenta un sesgo cuando no se consideran en conjunto los que salieron del desempleo y están trabajando y los que aún están desempleados al momento de hacer la encuesta (Tenjo et al., 2014)<sup>3</sup>. La encuesta de Cali se realizó entre noviembre de 2012 y enero de 2013 a 8.600 hogares (30.458 personas encuestadas). Incluyó 10 módulos: vivienda, educación, salud, fecundidad, uso de la tecnología, migraciones y un módulo de mercado laboral en el que se preguntó sobre calidad del empleo, tipo de contratación y caracterización étnica. La encuesta se realizó por muestreo probabilístico, estratificado en dos etapas, con selección de unidades por muestreo aleatorio simple en cada etapa. El universo de estudio se estratificó por la variable geográfica “comuna”: 22 comunas en el área urbana y una en el área rural. El cuadro 1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables.

Cuadro 1  
Estadísticas descriptivas

Variables	N	Media	Desv. estándar	N	Media	Desv. estándar
Duración 0 a 6 meses				91008	0,108166	0,310592
Duración 7 a 12 meses				91008	0,055083	0,228144
Mujer	7637	0,523242	0,4994922	91008	0,526250	0,499313
Mujer bachiller	7637	0,336756	0,4726318	91008	0,301819	0,459050
Etnia	7637	0,249836	0,4329465	91008	0,237726	0,425693
Migrante	7637	0,072410	0,2591836	91008	0,044633	0,206499
Oriente	7637	0,290428	0,4539836	91008	0,259065	0,438124
Centro oriente	7637	0,190127	0,3924269	91008	0,186950	0,389874
Centro norte	7637	0,251931	0,4341505	91008	0,303248	0,459664
Ladera	7637	0,122168	0,3275016	91008	0,103848	0,305065
Condición del hogar	7637	0,697263	0,9533427	91008	0,685192	0,49702847

N. es el número de observaciones.

Fuente: cálculos de los autores.

El total de jóvenes de la muestra fue de 7.637. Un 52% mujeres, el 33,6% bachilleres. Un 25% era afrodescendiente, y el 7,2% llegó a Cali

<sup>3</sup> Se considera desempleados a las personas que en la semana de referencia estaban en una de las siguientes situaciones: sin empleo, hicieron diligencias en el último mes o no las hicieron en el último mes pero sí en los últimos 12 meses y tienen una razón válida de desaliento, y tenían disponibilidad. Para los jóvenes, la tasa de desempleo se calcula como los jóvenes desempleados sobre la PEA de los jóvenes, debido a que es una tasa específica.

en los últimos 5 años. Buena parte se localizaba en la parte oriental (29%) y en el centro norte (25%). El 69% pertenecía a hogares pobres.

El cuadro 2 muestra que la duración promedio de las mujeres jóvenes empleadas fue de 8,1 meses, mientras que para los hombres fue de 6,5 meses. La duración promedio de las mujeres jóvenes desempleadas fue de 6,4 meses mientras que para los hombres fue de 7 meses. También muestra que los afrodescendientes que estuvieron desempleados y consiguieron empleo duraron más tiempo desempleados que los jóvenes de otras etnias.

Cuadro 2  
Duración del desempleo por sexo y etnia

		Afrodescendientes	Otras	Total
Mujeres	Empleadas	9,91	7,45	8,06
	Desempleadas	5,85	6,65	6,42
Hombres	Empleados	7,66	6,2	6,51
	Desempleados	5,62	7,39	6,96
Total	Empleados	8,76	6,74	7,2
	Desempleados	5,76	6,99	6,66

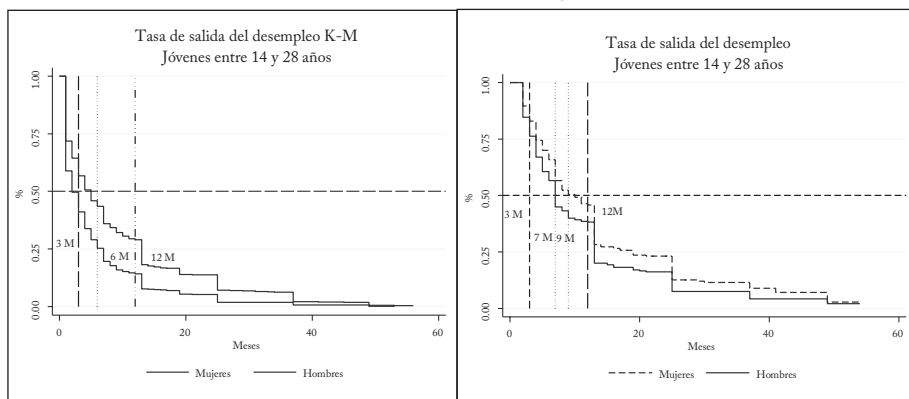
Fuente: Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, cálculos propios.

Luego se graficó la duración del desempleo de los jóvenes utilizando el método no paramétrico de Kaplan-Meier y considerando la duración total del desempleo (empleados más desempleados).

Gráfica 2

A: KPM, Colombia

B: KPM, jóvenes en Cali



Fuente: GEIH (DANE) y Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, cálculos propios.

La gráfica 2 muestra que las mujeres jóvenes duran más tiempo desempleadas que los hombres, tanto en Colombia como en Cali. En

Colombia el 50% de los jóvenes sale del desempleo a un empleo a los 3 meses, y después de 7 meses menos del 25% está desempleado. En Cali, el 50% de los jóvenes no salen del desempleo en los 3 primeros meses. En los 7 primeros meses aún está desempleado el 50%.

Después se estimó el modelo de riesgo con heterogeneidad individual no observada (ecuación 2) usando el método propuesto por Prentice y Gloecker (1978) y Meyer (1990). El cuadro 3 indica que el riesgo básico es estadísticamente significativo ( $P = 0,0000$ ) y la prueba LR muestra que no se puede rechazar la hipótesis de incluir la heterogeneidad individual no observable.

Cuadro 3

Modelo de duración con heterogeneidad individual no observada

Variable	exb(B)	Dirección del efecto
Duración 0 a 6 meses	1,395*** [0,05499]	(+)
Duración 7 a 12 meses	0,4239*** [0,04214]	(-)
Mujer	0,257*** [0,0129]	(-)
Mujer bachiller	1,350*** [0,0801]	(+)
Etnia	0,749*** [0,0332]	(-)
Migrante	0,590** [0,0522]	(-)
Oriente	0,145*** [0,0059]	(-)
Centro oriente	0,122** [0,0057]	(-)
Centro norte	0,131*** [0,0051]	(-)
Ladera	0,130** [0,0076]	(-)
Condición del hogar	0,635*** [0,0112]	(-)
$\gamma_j$	0,852*** [0,033]	
Número de observaciones 91008		
Log Likelihood 18365,07		
Prueba LR de $\gamma_j$ 0,0000		

\* Valor  $p < 0,1$ , \*\* valor  $p < 0,05$ , \*\*\* valor  $p < 0,01$ .

Fuente: Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, cálculos propios.

Las variables *dummy* de meses muestran que a medida que aumenta el tiempo se reduce la probabilidad de salir del desempleo. En los primeros 6 meses hay una probabilidad 1,3 mayor de salir del desempleo, mientras que si se lleva un año desempleado es 0,42 mayor de seguir desempleado. Las mujeres tienen una probabilidad 0,25 mayor de seguir desempleadas. Pero si son bachilleres su probabilidad de salir del desempleo es 1,35 mayor.



La probabilidad de seguir desempleado es 0,74 mayor para los afrodescendientes y 0,59 mayor para quienes llegaron a la ciudad en los últimos cinco años. Para la localización geográfica se utilizó la clasificación del CIDSE (2011)<sup>4</sup>. Al comparar los demás conglomerados con el norte-sur aumenta la probabilidad de estar desempleado. Cuando el hogar tiene condiciones de vida buenas o muy buenas, frente a hogares de condiciones malas o muy malas, la probabilidad de salir del desempleo se reduce en 0,63. En otras palabras, los jóvenes de hogares con buenas condiciones duran más tiempo desempleados y el periodo de búsqueda de trabajo es mayor.

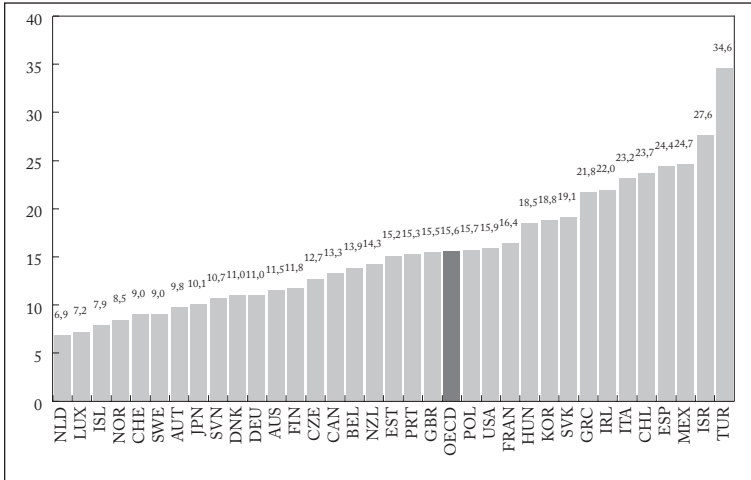
### JÓVENES Y “NINIS”: NUEVOS DESAFÍOS PARA LA POLÍTICA PÚBLICA

En 1999 la Unidad de Exclusión Social del Reino Unido encontró que uno de cada diez jóvenes no estudiaba, no trabajaba y no se capacitaba (*NEET, Not in employment, education or training*) (Social Exclusion Unit, 1999). En un trabajo más reciente de la OCDE (2014) sobre “ninis”, Turquía es el país con mayor porcentaje de “ninis”, con un 34,6%, seguido de Israel (27,6%), México (24,7%), España (24,2) y Chile (23,7%), mientras que el promedio de la OCDE fue del 15,6%. Países Bajos tiene el menor porcentaje (6,9%), seguido de Luxemburgo. Estados Unidos está ligeramente por encima del promedio. En la gráfica 3 se presentan las estadísticas por países.

Con respecto al porcentaje de “ninis” en 18 países latinoamericanos, Székely (2011) encuentra que va del 7% de la población entre 15 y 18 años en Bolivia al 23% en Honduras. El promedio ponderado para la región es un 16,5% de los jóvenes, prácticamente 9 millones de personas. Ligeramente por debajo del promedio (con porcentajes del 12% al 16%) se encuentran Brasil, Chile, Ecuador, Panamá, República Dominicana, Argentina, Paraguay, Costa Rica y Venezuela. México, Uruguay, Guatemala, Colombia, El Salvador, Perú y Nicaragua presentan niveles por encima del promedio, entre el 18 y el 21%. Claramente la magnitud y la importancia estratégica de este grupo poblacional justifican su priorización.

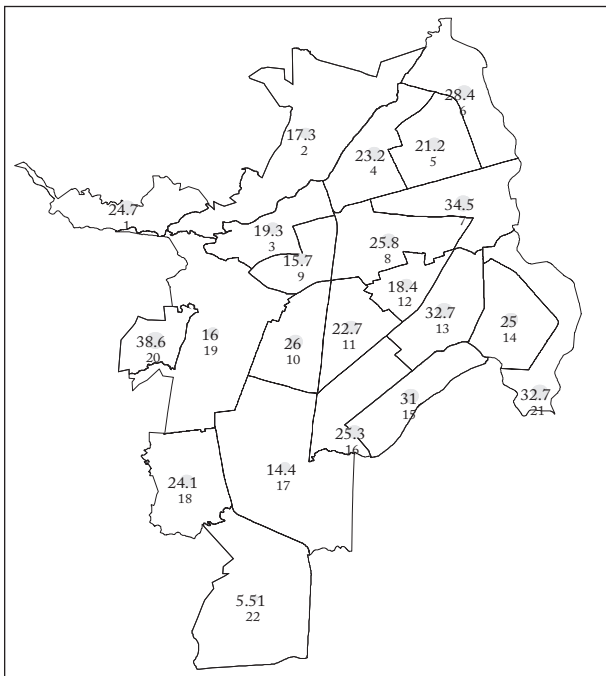
<sup>4</sup> La cual divide a Cali en cinco conglomerados: oriente, comunas 7, 13, 14, 15 y 21; centro-oriente, comunas 8, 11, 12 y 16; centro-norte, comunas 3, 4, 5, 6, 9 y 10; laderas, comunas 1, 18 y 20; norte y sur, comunas 2, 17, 19 y 22. Esta clasificación, que obedece a contigüidad espacial y características geográficas similares de las comunas, fue utilizada por Mora y Pérez (2014) para analizar la calidad del empleo.

**Gráfica 3**  
Porcentajes de “ninis” en los países de la OCDE



Fuente: OCDE (2014).

**Gráfica 4**  
Porcentajes de “ninis” en Cali



Fuente: Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, elaboración propia.

Arceo y Campos (2011) estiman que en México el 28,6% de los jóvenes eran “ninis” en 2010, 8,6 millones. Águila et al. (2015) con datos del Censo INEGI de 2011 encuentran que un 24% son “ninis” (entre 6,9 y 7 millones de jóvenes de 15 a 29 años de edad).

Los datos de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida en Cali 2012-2013 muestran que el 25,8% de los jóvenes caleños se podría considerar “ninis”. El 39,8% de ellos buscaba empleo, el 62,8% eran mujeres y el 37,2% hombres. Esta encuesta permite hacer análisis por etnias y localización geográfica. Los resultados indican que el porcentaje de afrocolombianos “ninis” era del 27,6% y que en el Distrito de Agua Blanca se localizaba el 30,3%.

La Comuna 20, ubicada en el occidente, tiene el mayor porcentaje, el 38,6%, mientras que en la Comuna 22, de barrios de estrato alto (5) y muy alto (6), el porcentaje es del 5,5%.

#### UN MODELO ECONOMETRICO DE LA PROBABILIDAD DE SER “NINI”

En México, Székely (2011) y Águila et al. (2015) estiman la probabilidad de ser “nini”. Székely (2011), con un modelo probit, encuentra que los hombres tienen una probabilidad del 21,9% de ser “ninis”, que esa probabilidad se reduce con la edad, la educación del jefe de hogar y a medida que aumentan los ingresos. Por su parte, Águila et al. (2015), con un modelo logit, encuentran que un incremento de un punto porcentual en la tasa de desempleo aumenta en un punto porcentual la probabilidad de ser “nini”. Por sus resultados no son claros, porque parecen mezclar series transversales y series de tiempo, y muestran estimaciones que no son claramente paneles.

Para estimar la probabilidad de ser “nini”, aquí se considera el siguiente modelo probit:

$$NINIS_i^* = \alpha + \beta'x_i + \varepsilon \quad (3)$$

donde  $NINIS_i = 0$  si  $NINIS_i^* \leq 0$  y  $NINIS_i = 1$  si  $NINIS_i^* > 0$ .

“ $NINIS^*$ ” es una variable latente, “ $NINIS$ ” una variable *dummy* de valor 1 cuando el individuo se puede considerar “nini” y 0 en caso contrario,  $x_i$  un vector de covariables y  $\varepsilon_i$  el término aleatorio de error. El cuadro 4 muestra los resultados de las estimaciones econométricas para los “ninis” caleños. Los resultados de 7.637 observaciones muestran que los modelos estimados tienen un porcentaje de éxito (unos y ceros correctamente estimados) superior al 80%.

La segunda columna (Probit) muestra que la probabilidad de que las mujeres sean “ninis” es 12 puntos porcentuales mayor que la de

los hombres (en Turquía es dos veces mayor y en México tres veces mayor). Los afrocolombianos que viven en Agua Blanca tienen una probabilidad 3,5 puntos porcentuales mayor de ser “ninis” que quienes no son afro ni viven allí. A medida que aumenta la educación la probabilidad de ser “nini” disminuye: 22,7 puntos porcentuales con secundaria, 19,2 con educación media, y con educación superior se reduce en 13,7 puntos porcentuales.

Estar desempleado aumenta en 49 puntos porcentuales la probabilidad de ser “nini”, y si el joven llegó a la ciudad en los últimos cinco años aumenta en 4 puntos porcentuales. Los jóvenes que recurren a familiares, amigos y colegas para buscar empleo tienen 22,8 puntos porcentuales más de mantenerse como “ninis”; es decir, los canales de búsqueda informales poco contribuyen a salir de esa condición.

Cuadro 4  
Efectos marginales sobre la probabilidad de ser “nini”

Variable/Modelo	Probit	ivprobit	2Sprobit	LIMLprobit
Mujer	0,122*** [0,00846]	0,173** [0,01158]	0,126*** [0,00853]	0,112*** [0,00801]
Afro Aguablanca	0,0353* [0,0143]	0,0407* [0,02072]	0,0341** [0,0146]	0,0275** [0,0127]
Educación secundaria	0,194*** [0,0289]	0,277*** [0,04957]	0,187*** [0,0304]	0,163*** [0,0262]
Educación media	0,161*** [0,0145]	0,215*** [0,0240]	0,160*** [0,0158]	0,134*** [0,0132]
Educación superior	0,126*** [0,0112]	0,1404*** [0,01558]	0,123*** [0,0119]	0,101*** [0,0103]
14 a 17 años de edad	-0,163*** [0,0106]	-0,150*** [0,01571]	-0,166*** [0,0138]	-0,124*** [0,0104]
Migrante	0,0413*** [0,0153]	0,054* [0,02263]	0,0422** [0,0160]	0,0355** [0,0137]
Búsqueda informal	0,226*** [0,0241]	0,0654 [0,075218]	0,138** [0,0422]	0,0902** [0,0278]
Condición del hogar	-0,0579*** [0,00897]	-0,0577*** [0,01375]	-0,0534*** [0,0697]	-0,0416*** [0,0082]
Desempleado	0,494*** [0,0141]	0,850*** [0,01541]	0,675*** [0,0697]	0,656*** [0,0242]
Porcentaje de éxitos	82,6	81,6	83,6%	84,1
N	7637	7637	7637	7637
Log Likelihood	-3235,249	-3796,4862	-3476,0529	-5349,8575

\* Valor p < 0,1, \*\* valor p < 0,05, \*\*\* valor p < 0,01.

Fuente: Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, cálculos propios.

La tercera columna corresponde a la estimación probit con el método de variables instrumentales (ivprobit). La variable a instrumentalizar, el desempleo, es discreta, y como plantea Lewbel (2007), no hay garantía de que los errores de la ecuación auxiliar se distribuyan normalmente; además, el error de esta ecuación auxiliar puede no ser independiente de algunas covariables, por lo cual existen serios problemas de exogeneidad. Como ya se mencionó, se usó como ins-

trumento del desempleo el método de búsqueda de hojas de vida. Utilizar un solo instrumento garantiza una identificación exacta de la ecuación. En términos de signos, los resultados son iguales a los del probit. Sin embargo, dos resultados son específicos y vale la pena resaltarlos: por un lado, la no significancia del método de búsqueda; por otro lado, el incremento de 36 puntos porcentuales en el efecto del desempleo sobre la probabilidad de ser “nini”.

En la cuarta columna se estima el modelo utilizando el método de dos etapas (2Sprobit). Este método estima la probabilidad de estar desempleado usando como regresor el método de búsqueda (las hojas de vida) e incluye la estimación del desempleo en la ecuación principal. El método es más eficiente y los errores estándar de los efectos marginales se calcularon utilizando *bootstrapping* con 1.000 iteraciones debido a que la matriz de varianzas-covarianzas no es eficiente cuando se incluye la estimación de la variable endógena. Todas las variables son estadísticamente significativas, y aunque el efecto marginal se reduce, sigue siendo más alto que el del modelo probit.

En la quinta columna se estiman en conjunto el probit de la tasa de desempleo y el probit de ser “nini” usando LIML (Limited Information Maximum Likelihood) (LIMLPobit). Así se considera la tasa de desempleo como un regresor predeterminado, por lo cual los estimadores no solo son eficientes sino también consistentes (Maddala y Lee, 1976, Maddala, 1983).

En suma, las columnas 3, 4 y 5 analizan la posible endogeneidad del desempleo en la estimación de la probabilidad de ser “nini”. Si bien Águila et al. (2015) incorporan la tasa de desempleo como variable explicativa de la probabilidad de ser “nini”, no discuten su posible endogeneidad, pues un mayor desempleo podría aumentar esa probabilidad, y caer en situación de “nini” podría llevar a una desactualización y a mayor desempleo. Además, estos autores encuentran que el status de nini resulta costoso debido a las capacidades que no son adquiridas por educación o experiencia laboral. Esto repercute en la falta de formación de capital humano y puede tener efectos en la probabilidad de mantenerse en situación de desempleo o con bajos salarios.

El análisis del posible problema de endogeneidad es necesario porque si existe endogeneidad los estimadores son sesgados e inconsistentes. Por tanto, aunque parece existir endogeneidad entre tasa de desempleo y ser “nini”, se debe comprobar. En particular, cabe suponer que si la tasa de desempleo no es endógena, no debería existir correlación entre los residuos de la estimación de la probabilidad de ser

“nini” y esta tasa. Smith y Blundell (1986) hacen un contraste donde la hipótesis nula es la endogeneidad de la variable supuestamente endógena. Este contraste fue propuesto por Baum (1999), y en la regresión resultó significativa la probabilidad de 0,0000, lo que lleva a rechazar la hipótesis nula de endogeneidad del desempleo.

El principal problema de usar este método implica la estimación del desempleo por MCO junto con las consecuencias que se discuten más adelante. Para superar este inconveniente se estimó el desempleo como un probit (se incluyen todas las variables junto con el instrumento) y los residuos de la estimación se incluyeron en la ecuación principal. Por lo cual se confirma la existencia de endogeneidad entre desempleo y probabilidad de ser “nini”. Por tanto, es necesario aplicar métodos de estimación diferentes al de MCO para garantizar las mejores propiedades estadísticas de los estimadores.

Una vez contrastada la existencia de endogeneidad, la manera tradicional de obtener estimadores consistentes es usar métodos de dos etapas y máxima verosimilitud. Eso garantiza un estimador consistente, aunque no necesariamente eficiente. Uno de los principales problemas es encontrar un instrumento correlacionado con  $x_i$  pero no con  $y_i$ . Como instrumento del desempleo aquí se usa uno de los métodos de búsqueda de empleo: las hojas de vida, cuya utilización efectiva incide en la probabilidad de estar desempleado al mejorar los procesos de búsqueda.

Ahora bien, ¿qué tan correlacionado está el uso de las hojas de vida con el hecho de no trabajar ni estudiar? Jiménez (2012) muestra que los empleados y los desempleados suelen usar canales informales para buscar empleo, y Uribe y Gómez (2005), que el 87,8% de los desempleados y el 60,4% de los empleados recurren a familiares y colegas para buscar empleo. Con respecto a la educación, González et al. (2014) encuentran que, entre los determinantes de la decisión de estudiar, factores personales como el género (ser hombre) influyen negativamente en la probabilidad de demandar mayores niveles de educación. En segundo lugar, la educación de los padres, variable relacionada con el ingreso familiar y el ambiente intelectual en el que se desarrolla el individuo, y como aproximación del grado de habilidad de los hijos, aumenta la probabilidad de demandar mayores niveles de educación. En tercer lugar, la situación laboral, variable que refleja el estatus económico de la familia, muestra que tener padre empleado influye positivamente en la probabilidad de demandar mayores niveles educativos. En cuarto lugar, el número de hermanos menores de dieciséis años, que representa la estructura familiar y refleja la inversión de

la familia en cada hijo, influye negativamente en la demanda educativa (González, 2011; González et al., 2016). Por otra parte, cuanto mayor es el ingreso del hogar, mayor es la probabilidad de demandar niveles superiores de educación.

Es decir, entre los determinantes de la decisión de estudiar en Colombia no se encuentra el uso de Internet como mecanismo de búsqueda. Y parece poco probable que buscar empleo utilizando las hojas de vida se correlacione con la decisión de no estudiar ni trabajar<sup>5</sup>. De hecho, en todas las estimaciones se prueba que es un instrumento válido (relevante y exógeno) y, por tanto, hemos resuelto en parte el posible problema de endogeneidad en este tipo de análisis micro-económico de las decisiones laborales de los jóvenes.

## CONCLUSIONES

Este artículo analiza las características del desempleo de los jóvenes de Cali con datos de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2012-2013, cuyo análisis estadístico permite extrapolar las conclusiones a sus 22 comunas. Según cifras del DANE la situación de los jóvenes caleños es preocupante debido a que su tasa de desempleo es mayor que la tasa nacional de los jóvenes que viven en zonas urbanas. La situación es grave pues Cali ocupó el tercer puesto entre las ciudades con mayor tasa de desempleo juvenil en 2016. Los resultados de este trabajo permiten entender mejor este problema y proponer algunas políticas para combatir uno de los flagelos del mercado laboral de la ciudad.

Entre esos resultados cabe destacar que cuanto mayor es el tiempo de búsqueda de empleo menor es la probabilidad de salir del desempleo, y que las mujeres jóvenes tienen más probabilidades de permanecer desempleadas que los hombres jóvenes. En cuanto a la duración del desempleo se obtuvieron algunos resultados innovadores: 1) los afrodescendientes y los inmigrantes tienen mayor probabilidad de seguir desempleados; 2) en las comunas de mayor estrato socioeconómico es mayor la probabilidad de estar desempleado; 3) la probabilidad de salir del desempleo aumenta para las mujeres jóvenes con grado de bachiller; 4) los jóvenes de hogares con buenas o muy buenas condiciones de vida tienen menores probabilidades de salir

<sup>5</sup> Obsérvese que en este caso debería ser la correlación entre la búsqueda utilizando internet y la probabilidad conjunta de que el joven ni estudie ni trabaje. Además, debido a que los procesos de desempleo y empleo no se dan al mismo tiempo y no son simultáneos en el corte transversal, se refuerza la ausencia de correlación entre las variables. Por su parte, Mora (2013) utilizó esta variable para instrumentar las remesas en la ecuación de participación laboral.

del desempleo que los de hogares de malas o muy malas condiciones de vida, es decir, tienen salarios de reserva más altos.

Otros resultados relevantes son los de los “ninis”, jóvenes que no estudian ni trabajan, cuya probabilidad de estar desempleados, recibir bajos salarios y obtener empleos de mala calidad aumenta por carecer de las capacidades que se adquieren con la educación y el trabajo. Los “ninis” de Cali no solo enfrentan problemas que encontrarían en otros lugares, sino que la etnia y la comuna donde viven inciden sobre la probabilidad de seguir siendo “ninis”. La ONU (2012) recomienda establecer políticas y programas que aprovechen su potencial y mejoren su situación socioeconómica.

Algunas medidas recientes del gobierno, como las prácticas laborales en el primer empleo, la eliminación de la libreta militar y la entrega de tarjetas de transporte para ir a entrevistas en Cali, Medellín y Bogotá, son avances importantes. Pero subsiste el reto de modificar los incentivos para que los jóvenes se incorporen al mercado laboral y los “ninis” recurran a canales formales de búsqueda de empleo.

Como resultado de este trabajo se proponen tres medidas de política. Primera, establecer un subsidio de desempleo para jóvenes vulnerables con largos periodos de desempleo, para mejorar el emparejamiento entre vacantes y jóvenes (Marimon y Zilibotti, 1999). Segunda, incentivar desde la administración municipal al sector privado para que cree más y mejores puestos de trabajo para los jóvenes (Acemoglu, 1995 y 2001). Y tercera, realizar un plan de empleo regional para crear empleos dignos y de calidad para los jóvenes (González y Mora, 2011).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Acemoglu, D. (1995). Public policy in a model of long-term unemployment. *Económica*, 62(246), 161-78.
2. Acemoglu, D. (2001). Good jobs versus bad jobs. *Journal of Labor Economics*, 19(1), 1-21.
3. Águila, E.; Mejía, N. et al. (2015). Pobreza y vulnerabilidad en México: el caso de los jóvenes que no estudian ni trabajan. *Estudios Económicos*, 30(1), 3-49.
4. Arango, L. E. y Ríos, A. M. (2015). Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes. *Borradores de Economía*, (866), 1-44.
5. Arceo, G. E. y Campos, V. R. (2011). *¿Quiénes son los NiNis en México?* Documento de trabajo. México DF: Centro de Estudios Económicos.
6. Arranz, J. M. et al. (2000). *La duración del desempleo en la Argentina*, working paper, abril. Universidad Alcalá de Henares.



7. Baum, C. F. (1999). *PROBEXOG-TOBEXOG: Stata modules to test exogeneity in probit/tobit*, Boston College Department of Economics Statistical Software Components S401102.
8. Bustamante, C. D. y Arroyo, S. (2008). La raza como un determinante del acceso a un empleo de calidad: un estudio para Cali. *Ensayos sobre Política Económica*, 26(57), 130-175.
9. CIDSE. (2011). *¿Cuántos somos? ¿Cómo vamos? Cali: Afroamérica XXI*. Segundo informe: discriminación laboral en Cali. Un acercamiento desde la desigualdad sociodemográfica en el área metropolitana. Dirección de Asuntos para Comunidades Negras, Afrocolombianas, Raizales y Palenqueras, Ministerio del Interior. Observatorio contra la Desigualdad y el Racismo.
10. González, C. G. (2011). *Análisis económico de la demanda de educación universitaria en Colombia: un análisis cuantitativo*. Tesis doctoral inédita. Universidad de Alcalá, España.
11. González, C. G. et al. (2014). Oportunidades educativas y características familiares en Colombia: un análisis por cohortes. *Revista de Economía del Rosario*, 17(1), 157-187.
12. González, C. G.; Mora, J. J. et al. (2016). La demanda de educación superior: breve revisión de la literatura. *Revista Ensayos de Economía*, 26(48), 209-228.
13. González, C. G., y Mora, J. J. (2011). Políticas activas de empleo para Cali, Colombia. *Estudios Gerenciales*, 27(118), 13-41.
14. Jenkins, S. P. (1995). Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), 129-138.
15. Lancaster, T. (1979). Econometrics methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, 47(4), 939-956.
16. Lewbel, A. (2007b). Coherence and completeness of structural models containing a dummy endogenous variable. *International Economic Review*, 48, 1379-1392.
17. López, H. (1988). La duración del desempleo y el desempleo de larga duración en Colombia. *Coyuntura Económica*, 18(4), 163-186.
18. Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
19. Maddala, G. S. y Lee, L. F. (1976). Recursive models with qualitative endogenous variables. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 525-545.
20. Marcillo, E. V. (2015). El trabajo no remunerado como determinante de la duración del desempleo en Colombia: un análisis a nivel de género. *Archivos de Economía*, 423.
21. Marimon, R., y Zilibotti, F. (1999). Unemployment vs. mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits. *Economic Journal*, 109(455), 266-291.
22. Meyer, B. D. (1990). Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, 58(4), 757-782.
23. Mora, J. J. y Arcila, M. A. (2014). Brechas salariales por etnia y ubicación geográfica en Santiago de Cali. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 18, 34-83.

24. Mora, J. J. y Caicedo, C. (2013). ¿Igualdad salarial entre hombres y mujeres en Santiago de Cali? De la legislación a la realidad. *PNUD*, 2-123.
25. Mora, J. J. y Pérez, M. L. (2014). La calidad del empleo en la población afrodescendiente colombiana: una aproximación desde la ubicación geográfica de las comunas. *Revista de Economía del Rosario*, 17(2), 117-149.
26. Mora, J. J. (2013). Gender differences between remittances and labor participation in developing countries: A cross-section analysis of Colombia in year 2008. *Applied Econometrics and International Development*, 13(1), 99-112.
27. OCDE. (2014). *Society at a glance 2014*. Informe OCDE. Estados Unidos.
28. ONU. (2012). *Juventud*. Informe ONU. Unión Europea.
29. Orjuela, C. (2010). Duración del desempleo en las 13 áreas metropolitanas de Colombia y uso de canales de búsqueda de empleo: un análisis de coyuntura 2008-2009. *Magazines del Mercado de Trabajo* 2.
30. Prentice, R., y Gloeckler, L. (1978). Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data. *Biometrics*, 34, 57-67.
31. Smith, R. J., y Blundell, R. (1986). An exogeneity test for a simultaneous equation tobit model with an application to labor supply. *Econometrica*, 54(3), 679-685.
32. Social Exclusion Unit. (1999). Bridging the gap – New opportunities for 16-18 year olds not in education, employment or training. Reino Unido.
33. Tenjo, G. J. et al. (2012). Modelos de duración del desempleo en Colombia. *Vniversitas Económica - Pontificia Universidad Javeriana*, 12(1), 1-55.
34. Tenjo, G. J. et al. (2014). Duración, probabilidad e incidencia del desempleo en Colombia. *Revista Ib*, 3(1), 5-28.
35. Uribe, J. I. y Gómez, L. M. (2005). Canales de búsqueda de empleo en el mercado laboral colombiano 2003. *Economía, Gestión y Desarrollo*, 3, 47-84.
36. Viáfara, C. A. y Uribe, J. I. (2009). Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 11(21), 139-160.