

# Evidencia empírica de la ley de Okun en Colombia: un análisis de las zonas rurales a nivel regional

Diego Andrés Cardoso López y Jesús Antonio López Cabrera

Recibido: 15/01/2024  
Aceptado: 30/07/2024

## Resumen

En este artículo se analiza la relación entre los ingresos y el desempleo, teniendo en cuenta también el efecto del capital humano, en las zonas rurales de cuatro regiones de Colombia. El objetivo es comprobar la existencia de la regularidad empírica conocida como la ley de Okun y medir así el impacto de los ingresos en el desempleo por regiones. El análisis se basa en una serie mensual para el período 2010-2022, y las metodologías utilizadas para determinar el comportamiento de esta relación incluyen mínimos cuadrados ordinarios en diferencias, mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, el modelo de corrección de errores y el modelo de vectores autorregresivos, que establecen la existencia de equilibrios a corto y largo plazo. Los resultados son coherentes con la ley de Okun y muestran una relación negativa entre los ingresos reales y el desempleo, así como una relación positiva entre el desempleo y el capital humano.

## Palabras clave

Crecimiento económico, desempleo, mercado de trabajo, ingresos, productividad, zonas rurales, Colombia, América Latina y el Caribe

## Clasificación JEL

E24, E60, C32

## Autores

Diego Andrés Cardoso López es Profesor Asistente en la Facultad de Ciencias Económicas, Administrativas y Contables de la Fundación Universitaria Los Libertadores (Colombia). Correo electrónico: diego.cardoso@libertadores.edu.co.

Jesús Antonio López Cabrera es Profesor de Economía en la Escuela de Ciencias Sociales y Gobierno del Tecnológico de Monterrey (México). Correo electrónico: jesus.lopezc@tec.mx.

## I. Introducción

El principal objetivo de la política económica es impulsar el crecimiento económico garantizando el uso eficiente de los factores de producción. Una de las dificultades que surgen en ese sentido tiene que ver con el uso eficiente de la capacidad instalada (productividad), puesto que la insuficiencia de recursos aumenta la tasa de desempleo, una característica común de las economías en desarrollo (Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Veloza, 2018; García-Luna y Cardoso-López, 2020; Kendrick, 1961).

En vista de ello, la información proporcionada por los indicadores de crecimiento económico y desempleo contribuye fundamentalmente a la elección de políticas públicas destinadas a aumentar la productividad en dichas economías. Okun (1962) sostiene que existe una relación inversa entre el crecimiento del PIB real y la tasa de desempleo. No cabe duda de que la dinámica de esa relación repercute en los niveles de productividad a escala nacional y regional. Además, la naturaleza de esta relación tiende a cambiar en función de si la economía se expande o se contrae a lo largo del ciclo económico, lo que demuestra la existencia de una relación inversamente proporcional entre el crecimiento económico y la tasa de desempleo (Dixon, Lim y Van Ours, 2017).

A ese respecto, hay factores que pueden reducir la producción nacional en una región o un país y aumentar los efectos negativos del desempleo. Por lo tanto, según Porras-Arena y Martín-Román (2019), dos de los principales factores que sustentan esa relación negativa son el mercado de bienes y la estructura laboral, ya que el crecimiento del ingreso regional se ve afectado por la falta de especialización y una composición del valor agregado de la producción que depende del empleo de baja productividad. Esa característica de la productividad perpetúa los períodos de incertidumbre en los mercados. De acuerdo con Grant (2018), la incertidumbre económica también aumenta los coeficientes negativos en la relación entre el PIB real y la tasa de desempleo.

La formación de capital humano es un proceso relacionado que ayuda a reducir el desempleo, sobre todo en las zonas rurales. La presencia de instituciones que ofrecen educación y formación profesional en las zonas rurales mejora la dinámica de la producción y la creación de cadenas de valor (Gordon, 2010; Salido y Bellhouse, 2016; Otero-Cortés, 2019).

El presente estudio se centra en las zonas rurales porque allí es donde prevalece la relación con los ingresos bajos. En general, en dichas zonas se registran ingresos más bajos que en las zonas urbanas, por lo que el ritmo de reducción de la pobreza suele ser más lento. Esto se explica por la falta de producción de alta tecnología y de alto valor agregado, así como por la falta de aplicación de políticas de trabajo decente, lo que se traduce en una baja creación de empleo y una disminución de los ingresos (CEPAL/OIT, 2016b).

Otra característica persistente de las zonas rurales en comparación con las urbanas es que los conocimientos productivos y las técnicas de gestión se acumulan más lentamente, lo que genera menores rendimientos marginales para los productores rurales y, por lo tanto, da lugar a menores ingresos familiares y mayor inestabilidad laboral (Laszlo, 2008).

En Colombia, las tasas de desempleo y los ingresos tienden a ser más bajos en las zonas rurales que en las urbanas. Por consiguiente, aunque el desempleo es bajo, el crecimiento de los ingresos también lo es, ya que se ve influido por los niveles de informalidad de esas zonas (Otero-Cortés, 2019). Además, en el período 2010-2018 se observó una disparidad en la tasa de desempleo de aproximadamente 2 puntos porcentuales entre las regiones de Colombia, pero esa disparidad ha ido disminuyendo debido a una dinámica de convergencia entre las zonas rurales y urbanas (Otero-Cortés, 2019).

Asimismo, se ha demostrado que en Colombia las zonas rurales tienen un nivel de conocimiento (capital humano) inferior al de las zonas urbanas, especialmente aquellas que tienden a estar rezagadas desde el punto de vista económico. Según Tenjo Galarza y Jaimés (2018), los bajos niveles educativos en las zonas rurales de los departamentos del país han desatado una reacción en cadena que reduce los

rendimientos de la educación, principalmente como resultado de la falta de apoyo técnico y de acumulación de capital humano, por lo que la producción se mantiene constantemente por debajo de su potencial.

En vista de lo anterior, el objetivo principal de este estudio es comprobar la existencia de la regularidad empírica conocida como la ley de Okun en las zonas rurales de las regiones colombianas. Se trata de la relación estimada empíricamente, a corto y largo plazo, entre el desempleo y los ingresos familiares, tomando en cuenta la variable del capital humano. Se utilizan los ingresos familiares como indicador indirecto de la producción, ya que la información disponible sobre el valor de la producción rural en los años estudiados (2010-2022) es escasa o está anualizada. El estudio de las zonas rurales es digno de interés, puesto que no se han llevado a cabo suficientes investigaciones sobre la relación entre el desempleo y los ingresos familiares en los contextos rurales. Asimismo, es posible ampliar la inferencia a las zonas urbanas del país o a la economía en general (Ramos, 2017; Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Veloz, 2018; Ortiz, Jiménez y Uribe, 2020).

Una vez más, la desagregación del análisis a nivel regional permite captar la heterogeneidad de los mercados laborales internos de Colombia. Además, es importante mostrar que la relación propuesta por Okun (1962) es coherente no solo a nivel macro, sino también a nivel meso o regional. Según el conocimiento de los autores, no existen documentos en los que se analice esa relación en las zonas rurales ni en las regiones de Colombia.

Para comenzar el análisis, se determina el comportamiento de los coeficientes de estimación del modelo utilizando primero una versión diferencial y, a continuación, una versión dinámica de regresión lineal como instrumento para establecer relaciones deterministas. Por último, el modelo de vectores autorregresivos y el modelo de corrección de errores respaldan los análisis a corto y largo plazo. La evaluación a corto plazo se construye a través de la prueba de causalidad de Granger, las funciones de impulso-respuesta y el análisis de descomposición de la varianza. Para estudiar las zonas rurales de Colombia, se utilizan datos regionales mensuales, que abarcan desde 2010 hasta 2022 y se basan en la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Los resultados muestran una fuerte relación negativa entre los ingresos reales de los hogares rurales y el desempleo familiar. Además, la acumulación de capital humano tiene efectos positivos sobre el desempleo en todas las zonas rurales de Colombia. Otro aspecto derivado de los procesos de estimación se refiere a la determinación de los efectos a largo plazo de las variables relacionadas con la tasa de desempleo.

Además, en la mayoría de las regiones se observan relaciones a corto plazo entre las variables de ingresos reales y el desempleo rural. De manera similar, al someter los datos a un análisis de causalidad, se demostró que en las zonas rurales existían relaciones causales entre todas las variables y el desempleo. Por último, en el análisis de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza, se descubrió que las regiones Central y Oriental<sup>1</sup> eran las menos propensas a mostrar cambios repentinos en la tasa de desempleo ante posibles movimientos en las demás variables.

Este documento está estructurado de la siguiente manera. En la sección II se presenta un análisis de la bibliografía sobre la ley de Okun y estudios de casos regionales, con especial atención a las zonas rurales, y se utilizan estadísticas mensuales para examinar el comportamiento de la estructura de crecimiento económico y la evolución de una serie de indicadores relativos al mercado laboral en las zonas rurales de Colombia. En la sección III se describe la metodología y se proporcionan datos y estadísticas descriptivas. En la sección IV se exponen los resultados empíricos del proceso de estimación. Por último, en la sección V se recogen las conclusiones.

<sup>1</sup> Dada la disponibilidad de datos de 24 de los 32 departamentos, la clasificación regional establecida por el DANE de Colombia es: Caribe (Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, Sucre, Magdalena y La Guajira); Oriental (Norte de Santander, Santander, Boyacá, Cundinamarca y Meta); Central (Bogotá, D. C., Caldas, Risaralda, Quindío, Tolima, Huila, Caquetá y Antioquia), y Pacífica (Chocó, Cauca, Nariño y Valle del Cauca).

## II. Análisis de la bibliografía

### 1. Determinantes de la relación entre la producción y el desempleo

Es bien sabido que la ley de Okun plantea una relación inversa entre la producción y el desempleo. Por lo tanto, Okun (1962) y Malley y Molana (2008) afirman que la caída de la producción en un país o una región va acompañada de un aumento significativo de las tasas de desempleo. Mendonça y Oliveira (2019) señalan que esa relación inversa está vinculada con los costos de ineficiencia, que determinan el número de personas que buscan empleo, así como la duración de las recesiones.

Al examinar la composición geográfica de esos costos de ineficiencia, Schettini y Azzoni (2018) descubren que, como se refleja en la composición del desempleo, los relativos a la producción tienden a ser desiguales entre las regiones debido a la heterogeneidad de las diferentes áreas. Por lo tanto, la relación inversa entre los ingresos (junto con la productividad) y el desempleo también suele variar según la zona geográfica.

Según Villaverde y Maza (2009), los determinantes de esas diferencias entre las regiones están asociados con los aumentos de la productividad, que responden de distinta manera a la ley de Okun, ya que, en las regiones con una producción y una utilización de recursos óptimas, solo se observarán ligeras diferencias en cuanto a ingresos y desempleo. Además, las relaciones asimétricas entre esas variables en diferentes regiones muestran el grado en que se han arraigado las inestabilidades estructurales, representadas en términos de costos de ineficiencia (Durech y otros, 2014; Tang y Bethencourt, 2017).

Elshamy (2013) añade que uno de los factores clave que impulsan las diferencias entre las regiones y que afectan negativamente esa relación es la capacidad instalada del mercado laboral. Según Durech y otros (2014), una mejora de las competencias generales de la población, que es algo por lo que abogan las empresas, aumentará la producción y reducirá las tasas de desempleo y de pobreza. Además, el hecho de fomentar la especialización entre la población impulsará el capital humano y amortiguará los efectos negativos de la pobreza derivados de cualquier disminución de los salarios reales debida, por ejemplo, al desempleo (Marth, 2015).

Las asimetrías entre la oferta y la demanda de mano de obra ofrecen un panorama de la capacidad de producción de una economía. Cuando las empresas encuentran a los empleados valiosos que necesitan para sus actividades de producción, su aversión a las pérdidas disminuye. Ese proceso aumenta las inversiones de las empresas, el número de empleados y, con ello, los salarios reales (Kölling, 2018). Sin embargo, las reformas que hacen que la relación entre compradores y vendedores sea más rígida crean distorsiones en la producción y aumentan el desempleo (Dal Bianco, Bruno y Signorelli, 2015).

En cuanto a América Latina, Jiménez Villavicencio y Ochoa Moreno (2017) afirman que los países de la subregión carecen de la capacidad de mercado para aumentar adecuadamente el empleo y la producción, y señalan la existencia de una importante relación inversa entre el desempleo y el crecimiento económico. Al mismo tiempo, la tasa de desempleo muestra rezagos entre períodos que influyen en las tasas de desempleo futuras y crean una dependencia intertemporal.

Del mismo modo, Briceño, Dávila y Rojas (2016) analizan la relación entre la producción y el desempleo a nivel mundial y en América Latina de 1991 a 2014, y constatan que esta carece de importancia en la subregión, pero es estadísticamente significativa a escala mundial. Según el análisis bibliográfico sobre América Latina y el Caribe realizado por Pizzo (2019), los expertos coinciden en que la producción se ha visto frenada por perturbaciones estructurales, lo que ha generado una tendencia a la baja en el empleo.

En numerosos estudios, en los que se utilizan datos de muchos países durante diferentes períodos, se confirma que las personas con mayor formación perciben salarios más altos y experimentan menores niveles de desempleo que aquellas con menor formación (Card, 1999). Además, la disminución de los ingresos repercute negativamente en las competencias de las personas, lo que a su vez guarda una relación positiva con el desempleo (Cingano, 2014).

Se han publicado estudios sobre la relación a largo plazo entre la producción y el desempleo en Colombia. Por ejemplo, Ramos (2017) muestra que, cuando la producción aumenta un 1%, se produce una reducción de 0,45 puntos porcentuales en la tasa de desempleo. Ortiz, Jiménez y Uribe (2020) sostienen que la estructura de la relación entre el crecimiento económico y el desempleo depende en parte de los costos de los factores, y que hay otros factores que influyen en los desequilibrios de ingresos.

Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Velozza (2018) proponen un modelo no lineal que capta la relación de cointegración para describir la relación entre la tasa de crecimiento de los ingresos y la tasa de desempleo en Colombia de 1984 a 2016. En su estudio se confirma la relación inversa y se señalan las diferencias entre las dos tasas con distintos ritmos de crecimiento (crecimiento rápido en períodos de cambio de regímenes económicos y crecimiento lento en períodos anteriores a las reformas económicas del país).

## 2. Características de las zonas rurales de Colombia

En este apartado se describen las características socioeconómicas de las zonas rurales en un contexto más general. Varios autores han indicado que las zonas rurales suelen tener ingresos más bajos y estar menos desarrolladas que las zonas urbanas (Alpízar y otros, 2020; Anríquez y Stamoulis, 2007) y que esta característica se acentúa en los países en desarrollo. Entre las explicaciones que se dan para ello figuran los aspectos demográficos, culturales y geográficos, las condiciones económicas y, en cierta medida, la propia dinámica interna de las zonas rurales (FAO, 2018; Tickamyer, 2006).

La brecha entre las zonas rurales y urbanas responde al tamaño y el grado de informalidad del mercado laboral, a la especialización de la producción y la demanda, y a factores institucionales y sociales (FAO, 2018). En el caso de Colombia, se hace hincapié en el tamaño del mercado laboral rural porque ese es el tema central del presente estudio. La Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2019) confirma que los niveles de protección social y trabajo decente tienden a ser más bajos en las zonas rurales que en las urbanas, lo que se traduce en ingresos reales más bajos y una mayor brecha entre esas zonas.

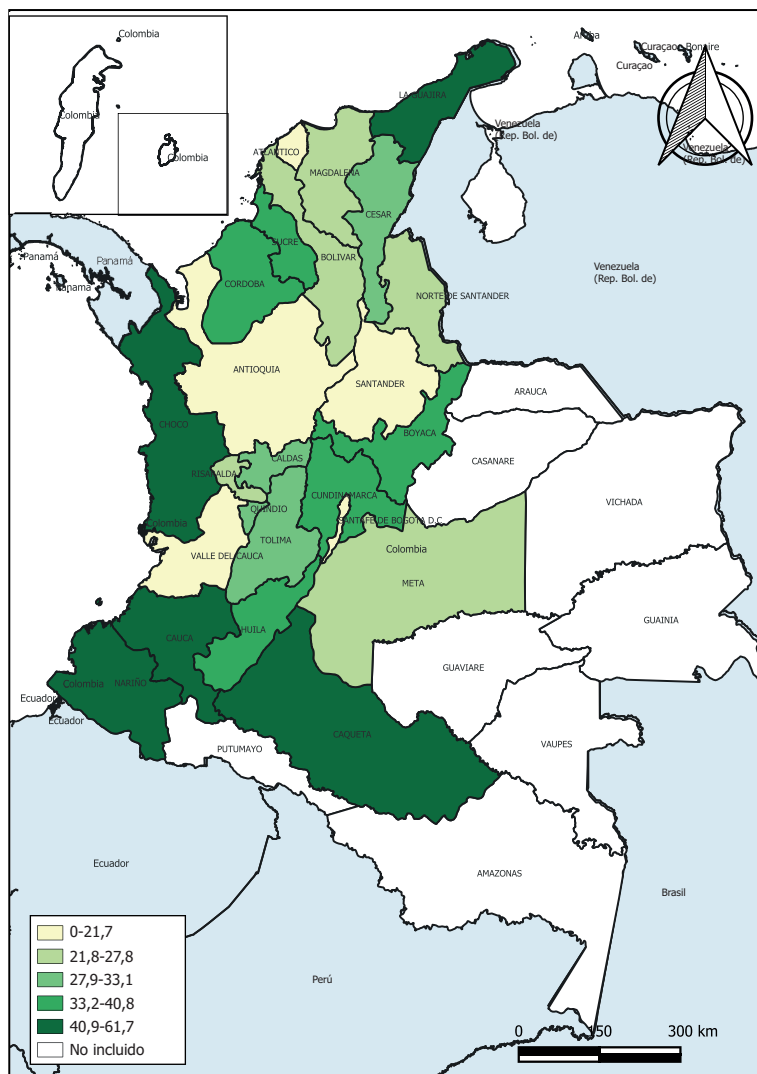
Un factor clave que perjudica la calidad del mercado laboral y debilita el crecimiento económico en las zonas rurales es la baja tasa de creación de empleo, que afecta negativamente el crecimiento de los salarios y las tasas de desempleo. De acuerdo con CEPAL/OIT (2016a), esto se debe a que las zonas rurales están supeditadas a la demanda de productos básicos del mercado. De este modo, una caída de la demanda de bienes rurales, que son intensivos en materias primas, reduce su consumo y, por lo tanto, el empleo rural.

Además, el empleo rural se concentra en sectores poco especializados, lo que significa que los trabajadores son empleados como jornaleros o trabajadores por cuenta propia o en categorías similares, en las que las contribuciones al sistema de pensiones son más bajas o inexistentes. Esta situación profundiza la informalidad laboral (Merchán Hernández, 2015; Otero-Cortés, 2019).

Con respecto al número de trabajadores, otro factor socioeconómico que afecta la producción de las zonas rurales es la capacidad de las regiones de retener a la población en las zonas rurales. Según Vargas Urrutia (2013), los colombianos que buscan mejorar sus ingresos emigran del campo a la ciudad. Ese proceso constante genera serias dificultades en el mercado laboral porque drena el talento de la producción rural local y establece un círculo vicioso en el que disminuye el poder de negociación de los trabajadores y el potencial de innovación de la producción rural.

En el mapa 1 se utilizan datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE (DANE, 2020) para mostrar la distribución de la población rural como porcentaje de la población total, por departamento. El mapa muestra que, en el período 2008-2022, los departamentos con menor densidad de habitantes rurales fueron Bogotá, D. C. (región Central) y Atlántico (región Caribe). Por el contrario, los departamentos de Nariño, Cauca y Chocó (región Pacífica) presentaban la mayor densidad de habitantes rurales.

**Mapa 1**  
Colombia: población rural por departamento administrativo, 2008-2022  
(En porcentajes de la población total)



**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Promedios simples del período. Los departamentos de Amazonas, Arauca, Casanare, Guainía, Guaviare, Putumayo, Vaupés y Vichada se excluyen del análisis por falta de información.

Uno de los factores que limitan la capacidad de las zonas rurales de generar ingresos es la falta de acumulación de conocimientos. Según Laszlo (2008), los rendimientos de la educación en las zonas rurales se derivan del aumento de la remuneración de los salarios por hora, los cuales deberían impulsar el crecimiento de los ingresos a largo plazo. Desde la perspectiva de los ingresos y el consumo, la formación de capital humano tiene un efecto positivo en el empleo de las zonas rurales, ya que

refuerza el poder de negociación salarial, permite aumentar el consumo y genera un crecimiento de la productividad (Laszlo, 2008).

Otro factor que afecta negativamente las condiciones de trabajo es la adopción limitada de tecnología en las zonas rurales. Sinyolo (2020) sostiene que la aplicación de tecnologías que mejoran la capacidad productiva favorece la seguridad alimentaria y los ingresos reales de las personas empleadas que viven en hogares rurales.

Además, existen factores exógenos que perpetúan la inseguridad laboral y mantienen los ingresos bajos, como las brechas de género en la demanda de mano de obra, los grupos armados, la migración de la fuerza de trabajo, la falta de infraestructura física, la debilidad de las instituciones y de la gobernanza, y los riesgos ambientales que repercuten negativamente en la productividad de los cultivos (Arias, Ibáñez y Zambrano, 2019; Farah y Pérez, 2003; Klugman, 2002; Tenjo Galarza y Jaimes, 2018). Todos estos factores son comunes en las zonas rurales, pero su intensidad y sus consecuencias varían entre distintas zonas rurales y regiones.

### III. Metodología

La metodología aplicada para determinar la relación entre la tasa de desempleo y la producción —o los ingresos reales— sigue el enfoque de Sadiku, Ibraimi y Sadiku (2015), quienes utilizan cuatro modelos para estimar la ley de Okun en la economía de Macedonia del Norte en el período 2000-2012 y establecer las relaciones a corto y largo plazo.

Para emplear las series de ingresos reales, se supone que la economía sigue un paradigma clásico según el cual la producción de una nación ( $Y_{it}$ ) depende principalmente del consumo de los hogares ( $C_{it}$ ), los que, a su vez, son propietarios del capital empleado ( $I_{it}$ ) (Sala-i-Martin, 2000), siendo  $i$  la región de análisis y  $t$  el período de tiempo, mientras que  $\Delta$  es la diferencia entre el período actual ( $t$ ) y el período anterior ( $t - 1$ ). Esta suposición se hace principalmente porque no hay datos mensuales sobre la producción agregada de las zonas rurales por región en Colombia; en consecuencia, se utiliza el ingreso real agregado de los empleados en las zonas rurales.

A continuación, se explican los análisis llevados a cabo mediante diferentes métodos econométricos; a saber, el análisis de diferencias, el análisis dinámico, el análisis del modelo de corrección de errores y el análisis del modelo de vectores autorregresivos (Sadiku, Ibraimi y Sadiku, 2015).

#### 1. Análisis de diferencias

En la ecuación (1) se presenta la forma clásica de la ley de Okun, en la que la relación lineal entre la tasa de variación del número de personas desempleadas se mide como la diferencia logarítmica ( $\Delta U_{it}$ ), y se incluyen como variables exógenas la tasa de variación de los ingresos reales ( $\Delta Y_{it}$ ) y la diferencia del logaritmo del número de personas con educación superior y competencias técnicas ( $\Delta H_{it}$ ). Por último,  $\varepsilon_t$  es el error estocástico, compuesto por todas aquellas variables no observadas por el modelo.

$$\Delta U_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it} + \beta_3 \Delta H_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

## 2. Análisis dinámico

En la ecuación (2) se recoge la misma relación que en la versión diferencial, pero se añade un rezago para cada variable con el fin de observar su evolución a lo largo del tiempo. Esta ecuación permite realizar un análisis a corto y mediano plazo.

$$\Delta U_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it} + \beta_3 \Delta H_{it} + \beta_4 \Delta Y_{it-1} + \beta_6 \Delta H_{it-1} + \beta_7 \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Es importante mencionar que se mantiene la relación negativa de las variables con respecto al desempleo, excepto por el rezago del desempleo.

## 3. Modelo de corrección de errores

Este método permite modelar variables que no tienen propiedades estacionarias, lo que posibilita la cointegración y el análisis a largo plazo (Stock y Watson, 2012). Para establecer la relación a largo plazo, es necesario determinar si las estimaciones están o no cointegradas mediante el método clásico de Engle y Granger. Se considera un conjunto de variables para establecer que la relación es a largo plazo, lo que significa que esas variables no tienden a aumentar con el tiempo. Esto se debe a que son el producto de un vector de variables y sus coeficientes estimados son iguales a 0 ( $\varphi X_{kt} = 0$ ), de modo que, a su vez, los errores derivados de los procesos de estimación deben ser iguales a  $\varepsilon_{kt} = \varphi X_{kt} = 0$ .

Para ello, se estima un modelo de mínimos cuadrados ordinarios con las variables de estudio rezagadas y se procede a derivar los residuos del proceso de estimación, en el que la estacionariedad de los residuos significa que las variables están relacionadas a largo plazo, mientras que la variable dependiente es el diferencial del logaritmo del número de desempleados ( $\Delta U_{it}$ ). A continuación, se utiliza la prueba de Dickey-Fuller aumentada para comprobar si los errores son  $\tau_{it-1}$  estacionarios. Por último, se comprueban las otras variables en diferencias y se calculan los errores rezagados presentes en los procesos de cointegración, lo que da lugar a estimaciones a largo plazo que se estructuran de la siguiente manera:

$$\Delta U_{it} = \beta_0 + \beta_1 \tau_{it-1} + \gamma \Delta X_{tk} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde  $\tau_{it-1} = U_{t-1} - \rho_0 - \rho_1 X_{tk-1} - \rho_2 T$  y  $X_{tk} = Y_{it}$  y  $H_{it}$ . Se efectúa la estimación con cada variable exógena a fin de determinar la existencia de relaciones a largo plazo en las zonas rurales de cada región de Colombia. De nuevo, si  $\tau_{it-1}$  es igual a cero, entonces se alcanzará un equilibrio a largo plazo. La aplicación de esta prueba y de los análisis a corto plazo surge como método o enfoque para determinar la posible presencia de procesos causales en la estimación mediante modelos de vectores autorregresivos.

## 4. Modelo de vectores autorregresivos

En cuanto a la especificación de los modelos de vectores autorregresivos, Hansen (2016) y Wooldridge (2010) los describen como series cronológicas multivariantes que incluyen una variable dependiente y un número finito de variables independientes y rezagadas, que forman un sistema finito de ecuaciones definido por un vector. Esa metodología permite observar los movimientos y el comportamiento pasado de las variables y detectar algún tipo de relación causal entre ellas, además de observar sus movimientos a corto plazo.

Por ese motivo, el enfoque adoptado en este estudio se basa en el examen de tres series: i) el logaritmo del número de desempleados, ii) el logaritmo de los ingresos familiares reales y iii) el logaritmo

del capital humano, todos ellos para las zonas rurales de las regiones especificadas. Se estiman las ecuaciones simultáneamente y se elige la mejor especificación en función de sus rezagos, de modo que:

$$U_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_n U_{it-n} + \sum_{i=1}^k \beta_n Y_{it-n} + \sum_{i=1}^k \delta_n H_{it-n} + \epsilon_{1it} \tag{4}$$

donde  $U_{it}$ ,  $Y_{it}$  y  $H_{it}$  son las variables de estudio. Se incluyen las mismas variables como términos rezagados, repetidos  $n$  veces, y, por último, se encuentran los términos de error, con media 0 y varianza constante. En el modelo de vectores autorregresivos, se escoge la opción óptima de rezagos en relación con el comportamiento del criterio de información bayesiano (Lütkepohl, 2005)<sup>2</sup>.

Se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger y la función de impulso-respuesta para determinar los efectos que tienen las innovaciones de las variables independientes en las dependientes, lo que muestra el movimiento de dichas perturbaciones. Asimismo, se observa la descomposición de la varianza para evaluar la contribución de las perturbaciones en las variables independientes a los movimientos en las variables dependientes. Los análisis se centran en el desempleo porque esta es la variable de interés en el presente artículo.

## IV. Datos y estadísticas descriptivas

Como se ha mencionado, el objetivo del presente estudio es poner a prueba las relaciones formalizadas en la ley de Okun desde una perspectiva rural y segmentada en las principales regiones de Colombia desde enero de 2010 hasta diciembre de 2022, con datos extraídos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE. La variable de desempleo es el número total de personas sin trabajo en la población activa, la variable de ingresos es el ingreso real en pesos colombianos y la variable de capital humano es el número total de personas con educación técnica, universitaria y de posgrado. A continuación, se exhibe una serie de estadísticas descriptivas de las regiones estudiadas en el ámbito rural.

El análisis de las estadísticas descriptivas revela que las regiones Pacífica y Central tienen niveles más altos de desempleo rural que las otras regiones. En cuanto a los ingresos reales, la región Central es la que más ingresos genera de todas las zonas rurales. Por último, la zona rural de la región Central es la que cuenta con mayor capital humano, medido por la proporción de personas con estudios superiores o técnicos (véase el cuadro 1).

**Cuadro 1**  
Colombia: estadísticas descriptivas de las variables, por región, 2010-2022  
(En logaritmos)

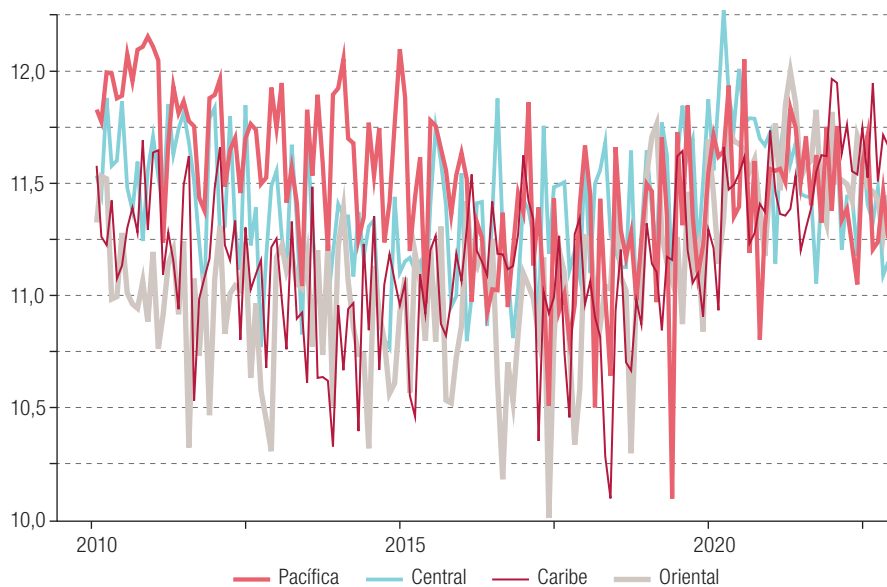
	Caribe			Pacífica			
	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	
$U_{it}$	155	11,17	0,35	$U_{it}$	155	11,50	0,36
$Y_{it}$	155	26,96	0,24	$Y_{it}$	155	26,90	0,27
$H_{it}$	155	11,65	0,37	$H_{it}$	155	11,60	0,40
	Central			Oriental			
$U_{it}$	155	11,40	0,30	$U_{it}$	155	11,10	0,38
$Y_{it}$	155	27,17	0,24	$Y_{it}$	155	27,01	0,22
$H_{it}$	155	11,67	0,37	$H_{it}$	155	11,63	0,43

Fuente: Elaboración propia.

<sup>2</sup> El criterio de información bayesiano se calcula mediante la fórmula:  $BIC = \ln \left| \sum_u \overline{m} \right| + \frac{\ln T}{T} mK^2$ .

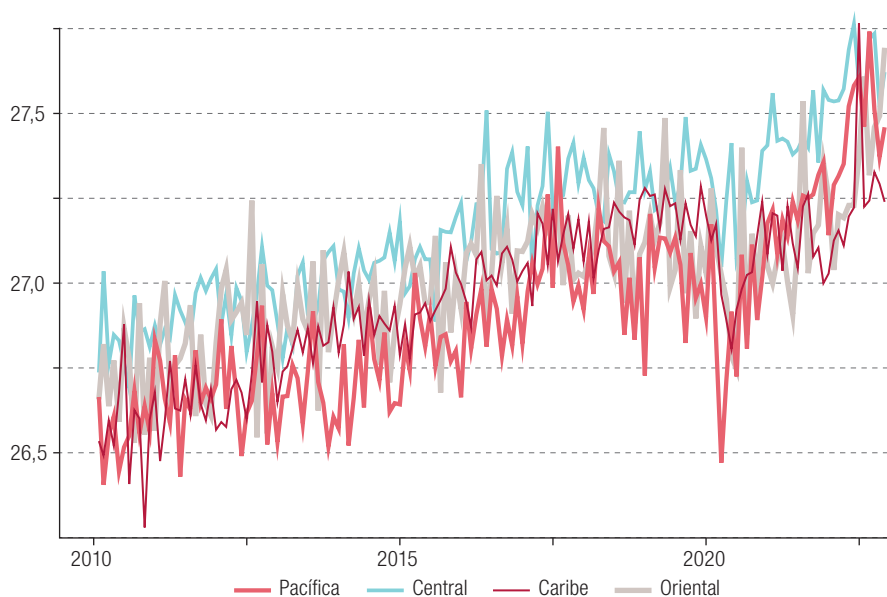
Al estimar el logaritmo del desempleo en las regiones rurales a lo largo del tiempo, se observa un comportamiento similar en todas las regiones, pero divergente entre el desempleo y las demás variables (véase el gráfico 1). En lo que respecta a los ingresos, por ejemplo, la región Central es la que mejores resultados obtiene de todas las regiones (véase el gráfico 2). En cuanto a la acumulación de capital humano, existe una tendencia de crecimiento en todas las regiones, aunque la región Central acumula la mayor proporción de personas con estudios superiores y técnicos (véase el gráfico 3).

**Gráfico 1**  
Colombia: desempleo rural, por región, 2010-2022  
(En logaritmos)



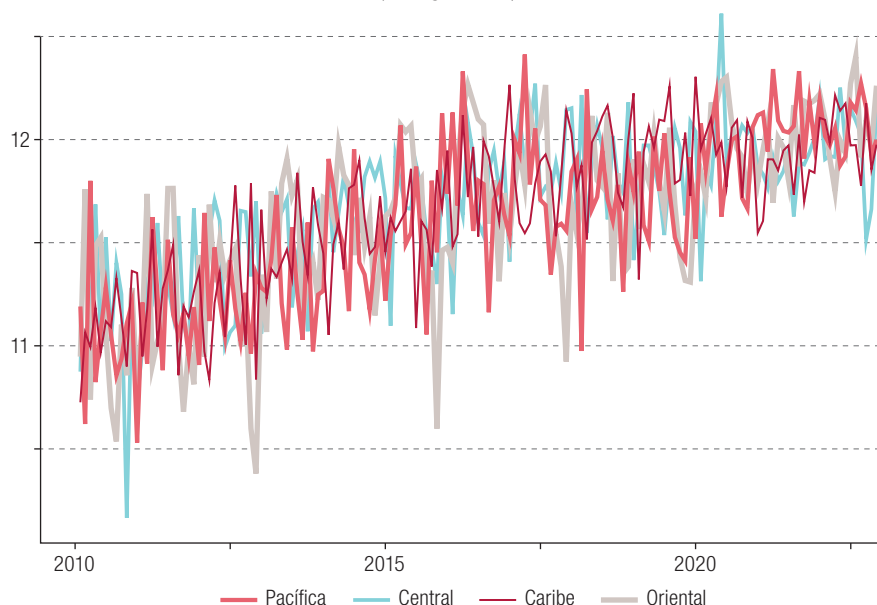
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 2**  
Colombia: ingresos reales mensuales en las zonas rurales, por región, 2010-2022  
(En logaritmos)



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 3**  
Colombia: acumulación de capital humano en las zonas rurales, por región, 2010-2022  
(En logaritmos)



Fuente: Elaboración propia.

## V. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones de la ley de Okun correspondientes a las zonas rurales de las regiones colombianas. Los cálculos están estructurados en forma de logaritmos, por lo que, para comenzar el análisis de las series de estudio, es necesario establecer su estacionariedad, ya que la presencia de esta característica supondría que el tiempo no fue significativo en la formación de las series y que su variación fue constante a medida que pasaba el tiempo (Stock y Watson, 2012).

Con este fin, en la prueba se aplican raíces unitarias utilizando los parámetros establecidos por el análisis de la prueba de Dickey-Fuller aumentada para determinar si las series de datos son o no estacionarias, antes de estimar los modelos propuestos por la metodología. Al llevar a cabo el análisis de diferencias, se observa de manera generalizada un comportamiento estacional en las series, y se constata que los datos de desempleo e ingresos reales no son estacionarios en niveles en la mayoría de las regiones rurales, sino que se vuelven estacionales cuando se aplican las diferencias (véase el cuadro 2).

**Cuadro 2**  
Colombia: análisis de la estacionariedad en niveles y diferencias para las zonas rurales, por región, 2010-2022

Variable	Caribe	Central	Pacífica	Oriental
<b>Niveles</b>				
$U_{it}$	0,559	0,218	0,211	0,048
$Y_{it}$	0,069	0,535	0,454	0,301
$H_{it}$	0,010	0,018	0,010	0,010
<b>Diferencias</b>				
$\Delta U_{it}$	0,010	0,010	0,010	0,010
$\Delta Y_{it}$	0,010	0,010	0,010	0,010
$\Delta H_{it}$	0,010	0,010	0,010	0,010

Fuente: Elaboración propia.

**Nota:** Las cifras son los valores  $p$  derivados de la prueba de estacionariedad, donde la hipótesis nula ( $H_0$ ) es la ausencia de estacionariedad en las series y la hipótesis alternativa ( $H_a$ ) es lo contrario. Se utilizó la prueba de Dickey-Fuller aumentada.

Tras revisar los resultados de la estimación de la ley de Okun en su versión diferenciada, se advierte el efecto de las variables independientes sobre las dependientes (véase el cuadro 3). En concreto, los ingresos rurales muestran una relación inversa estadísticamente significativa con el desempleo en las regiones Caribe, Central y Oriental. Sin embargo, en el caso de la región Pacífica, aunque la relación es positiva, no es significativa.

Cuadro 3

Colombia: coeficientes del modelo en diferencias para las zonas rurales, por región, 2010-2022

	Caribe	Central	Pacífica	Oriental
$\Delta Y_{it}$	-0,740*** (0,24)	-1,119*** (0,26)	0,111 (0,20)	-0,550*** (0,15)
$\Delta H_{it}$	0,157* (0,06)	0,173** (0,08)	0,302*** (0,09)	0,209** (0,07)
Constante	0,003 (0,03)	0,002 (0,03)	-0,007 (0,03)	0,002 (0,03)
Observaciones	155	155	155	155
R <sup>2</sup>	0,095	0,148	0,096	0,094
R <sup>2</sup> ajustado	0,083	0,137	0,084	0,082

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Los errores estándar se muestran entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Con respecto a los datos de capital humano, la relación es claramente positiva en la formación del logaritmo del desempleo y es significativa en el caso de las regiones Caribe y Oriental. Esta característica se debe al uso intensivo de mano de obra no calificada y a que el aumento de los niveles de calificación hace que la oferta de mano de obra no se corresponda con las necesidades de producción de las zonas rurales (Otero-Cortés, 2019).

En la versión dinámica del modelo, se observa que las variables de ingresos reales y capital humano tienen un comportamiento similar. La variable de ingresos en su versión diferenciada tiene un efecto negativo sobre la variable endógena en las diferencias de las regiones restantes (Caribe, Central y Oriental), ya que es altamente significativa (véase el cuadro 4).

Cuadro 4

Colombia: coeficientes del modelo dinámico para las zonas rurales, por región, 2008-2022

	Caribe	Central	Pacífica	Oriental
$\Delta Y_{it}$	-0,788*** (0,24)	-1,191*** (0,26)	-0,029 (0,21)	-0,366*** (0,21)
$\Delta H_{it}$	0,263*** (0,09)	0,227*** (0,08)	0,261*** (0,10)	0,233** (0,09)
$\Delta U_{it-1}$	-0,440*** (0,08)	-0,374*** (0,08)	-0,445*** (0,07)	-0,422*** (0,07)
$\Delta Y_{it-1}$	-0,044 (0,22)	-0,384 (0,23)	-0,513** (0,21)	-0,131 (0,17)
$\Delta H_{it-1}$	0,186*** (0,09)	0,241*** (0,08)	0,232** (0,09)	0,186** (0,09)
Constante	0,002 (0,02)	0,002 (0,03)	-0,006 (0,03)	0,0002 (0,03)
Observaciones	154	154	154	154
R <sup>2</sup>	0,283	0,300	0,318	0,257
R <sup>2</sup> ajustado	0,258	0,276	0,295	0,232

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Los errores estándar se muestran entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Además, la inclusión de la diferencia rezagada del logaritmo natural del desempleo en el modelado muestra una relación inversa con la variable endógena. Este resultado pone de manifiesto el carácter transitorio que puede tener la producción en las zonas rurales, regida por las cambiantes condiciones del mercado de bienes intensivos en mano de obra (Otero-Cortés, 2019). Por último, se observa que la variable rezagada de capital humano guarda una relación positiva con la variable dependiente, un resultado atípico que probablemente se deba a que las zonas rurales no tienen la capacidad productiva para emplear a trabajadores altamente cualificados (véase el cuadro 4).

El modelo de corrección de errores aplicado a las zonas rurales de la región Caribe muestra variables cointegradas con el logaritmo diferenciado del desempleo. Los coeficientes estadísticamente significativos  $\tau_{it-1}$  y sus signos indican que la producción se ajusta más rápidamente que el desempleo (Sadiku, Ibraimi y Sadiku, 2015). Además, son lo suficientemente significativos como para establecer una relación a corto plazo entre los ingresos reales rurales y el desempleo. En comparación con las otras iteraciones de las variables, la relación a corto plazo es significativa a lo largo de todo el análisis de las zonas rurales (véase el cuadro 5).

### Cuadro 5

Colombia: coeficientes de la prueba de causalidad de Granger para las zonas rurales, por región, 2010-2022

	Caribe			Central		
	$\Delta U_{it}$	$\Delta Y_{it}$	$\Delta H_{it}$	$\Delta U_{it}$	$\Delta Y_{it}$	$\Delta H_{it}$
$\Delta U_{it}$		0,524	0,007		0,002	0,021
$\Delta Y_{it}$	0,301		0,850	0,000		0,023
$\Delta H_{it}$	0,044	0,202		0,0005	0,007	
	Pacífica			Oriental		
	$\Delta U_{it}$	$\Delta Y_{it}$	$\Delta H_{it}$	$\Delta U_{it}$	$\Delta Y_{it}$	$\Delta H_{it}$
$\Delta U_{it}$		0,223	0,010		0,005	0,269
$\Delta Y_{it}$	0,003		0,031	0,045		0,155
$\Delta H_{it}$	0,029	0,531		0,036	0,001	

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Las cifras que figuran entre paréntesis representan los valores  $p$  derivados de la prueba de causalidad de Granger. En esta prueba se evalúan dos hipótesis: por un lado, la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que una variable no presenta una relación de causalidad de Granger con otra, y por otro, la hipótesis alternativa ( $H_a$ ) de causalidad de Granger, utilizando  $n$  rezagos para maximizar las relaciones causales en el análisis.

También hay regiones, como las regiones Central y Caribe, en las que se observan relaciones a largo plazo. Se constata que, a largo plazo, las variables independientes tienden a ajustarse más rápidamente que la variable del desempleo debido a la naturaleza de sus signos. En cuanto a la región Pacífica, existen relaciones tanto a corto como a largo plazo, y las interacciones a corto plazo son positivas en los casos de producción y capital humano. En el análisis a largo plazo, se muestra un comportamiento similar al de las demás regiones (véase el cuadro 6).

Por último, se observa que las relaciones a corto plazo en las zonas rurales de la región Oriental evolucionan de manera similar a las de las regiones Caribe y Central. A largo plazo, su dinámica sigue siendo comparable a la de las zonas rurales de otras regiones de Colombia. Es importante mencionar que esas relaciones a corto plazo tienden a ser deterministas, y se presentan en el análisis de causalidad como aproximaciones a las estimaciones del modelo de vectores autorregresivos.

El último paso del análisis de las relaciones a corto plazo son los resultados del modelo de vectores autorregresivos, la prueba de causalidad de Granger y las funciones de impulso-respuesta. La prueba de causalidad de Granger muestra que todas las variables presentan una relación causal a corto plazo, excepto el logaritmo diferenciado del capital humano en las zonas rurales de la región Caribe. Se constata que los ingresos reales por región presentan una relación de causalidad de Granger con las demás variables a corto plazo (véase el cuadro 5).

Cuadro 6

Colombia: coeficientes del modelo de corrección de errores en las zonas rurales, por región, 2008-2019

	$\Delta U_{it}$							
	Caribe		Central		Pacífica		Oriental	
$\Delta Y_{it}$	-0,824*** (0,19)		-0,974*** (0,19)		0,454** (0,16)		-0,316** (0,12)	
$\Delta H_{it}$		0,174* (0,08)		0,015 (0,07)		-0,289*** (0,07)		0,069 (0,06)
$\tau_{it-1}$	-0,414*** (0,08)	-0,433*** (0,08)	-0,383*** (0,08)	-0,395*** (0,08)	-0,458*** (0,08)	-0,454*** (0,07)	-0,402*** (0,08)	-0,457*** (0,07)
Constante	0,004 (0,02)	-0,001 (0,03)	0,003 (0,02)	-0,002 (0,03)	-0,006 (0,03)	-0,005 (0,03)	0,002 (0,03)	-0,0002 (0,07)
Observaciones	152	152	152	152	152	152	152	152
R <sup>2</sup>	0,230	0,199	0,248	0,157	0,226	0,280	0,208	0,211
R <sup>2</sup> ajustado	0,220	0,188	0,232	0,146	0,216	0,271	0,198	0,201

Fuente: Elaboración propia.

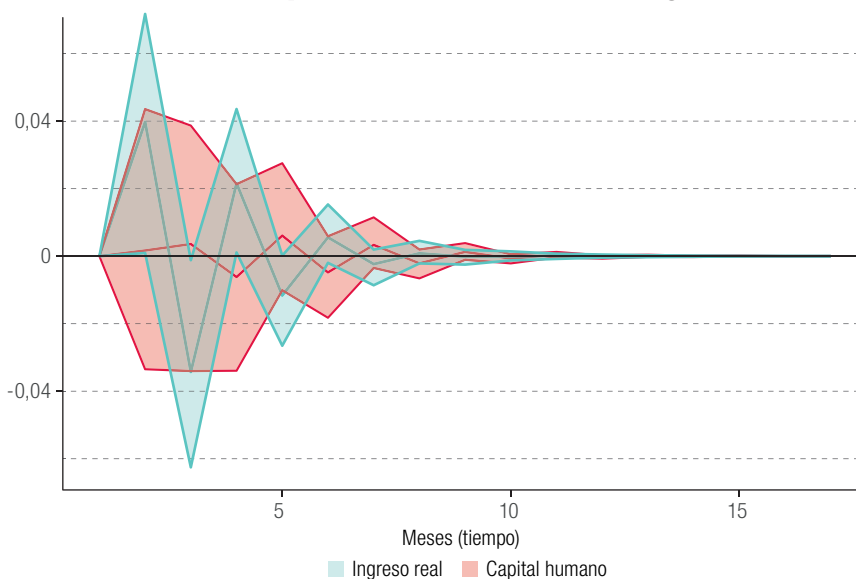
Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

El modelo de vectores autorregresivos se estima por región como parte del análisis de la función de impulso-respuesta. En primer lugar, se analizan las relaciones a corto plazo y los efectos de la innovación en el desempleo. El desempleo es una variable clave en este estudio, y es necesario observar la dinámica de su respuesta a las innovaciones en otras variables, para lo cual se utilizan funciones de impulso-respuesta a fin de evaluar las relaciones entre el desempleo y las demás variables. Además, se aplica la descomposición de la varianza para determinar las proporciones del efecto derivado atribuibles a todas las variables exógenas y endógenas.

En el caso de la región Caribe, se empleó un máximo de dos rezagos (basados en el criterio de información bayesiano) para examinar los efectos sobre la variable dependiente y se observó que tanto los efectos positivos como los negativos eran muy significativos, pero tendían a disminuir a partir del décimo período (véase el gráfico 4).

Gráfico 4

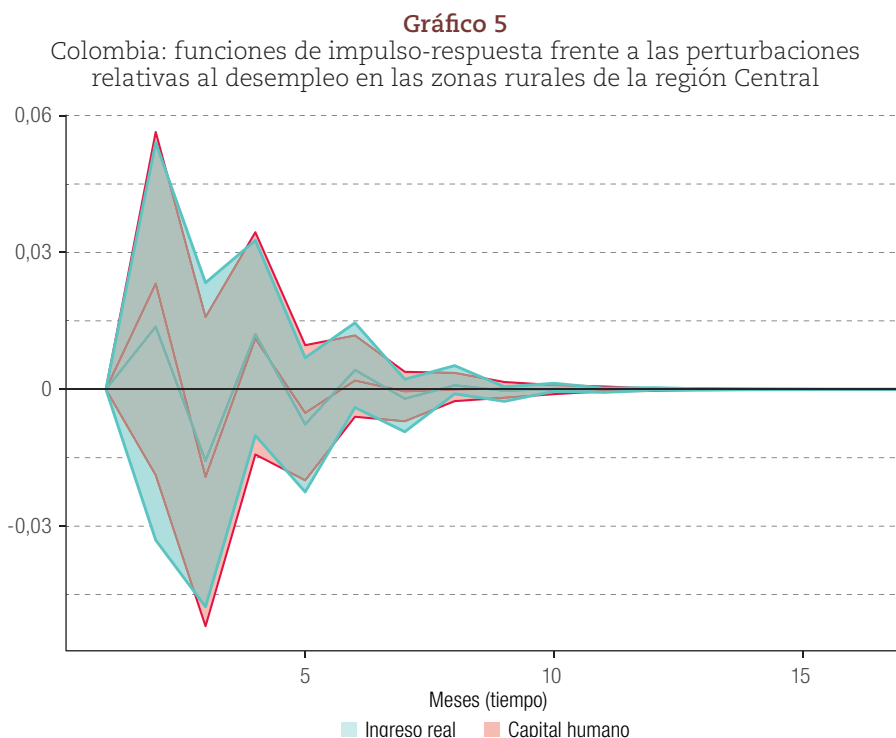
Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Caribe



Fuente: Elaboración propia.

Nota: La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

Se descubrió que los movimientos de impulso-respuesta de la región Central se asemejan a los de la región Oriental, y presentan una disminución del impacto en el desempleo (véase el gráfico 5). En la región Pacífica, las variaciones en el desempleo son similares a las de la región Caribe debido a que otras variables tienen un impacto en el número de desempleados a corto plazo (véase el gráfico 6). Sin embargo, a medida que los períodos se amplían a largo plazo, el efecto de impulso-respuesta se va reduciendo. Esta interferencia tiende a ser menor en la región Oriental, por lo que los flujos a corto plazo no varían significativamente (véase el gráfico 7).

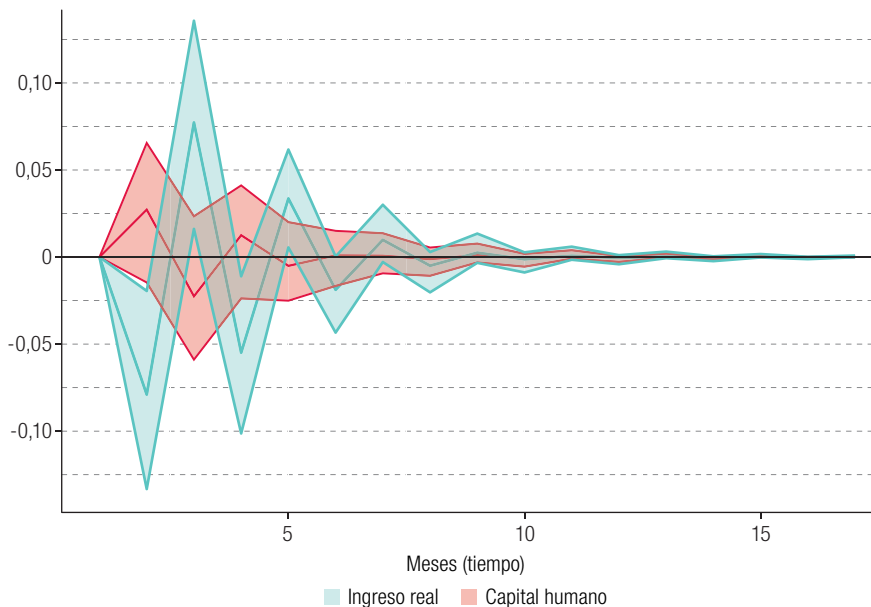


**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

En vista de lo anterior, se puede argumentar que este movimiento inicialmente no uniforme en las regiones Caribe y Pacífica se debe a las diferencias que existen en las principales actividades económicas de sus departamentos. Las características del capital humano tienen un efecto similar, ya que presentan perturbaciones o innovaciones con repercusiones significativas a corto plazo, pero que tienden a normalizarse a largo plazo (Otero-Cortés, 2019). La interferencia de esas innovaciones en las regiones Oriental y Central se normaliza a corto plazo, lo que puede deberse al escaso impacto que tienen las variables restantes en los movimientos de la variable de desempleo, como se observa en el análisis de descomposición de la varianza.

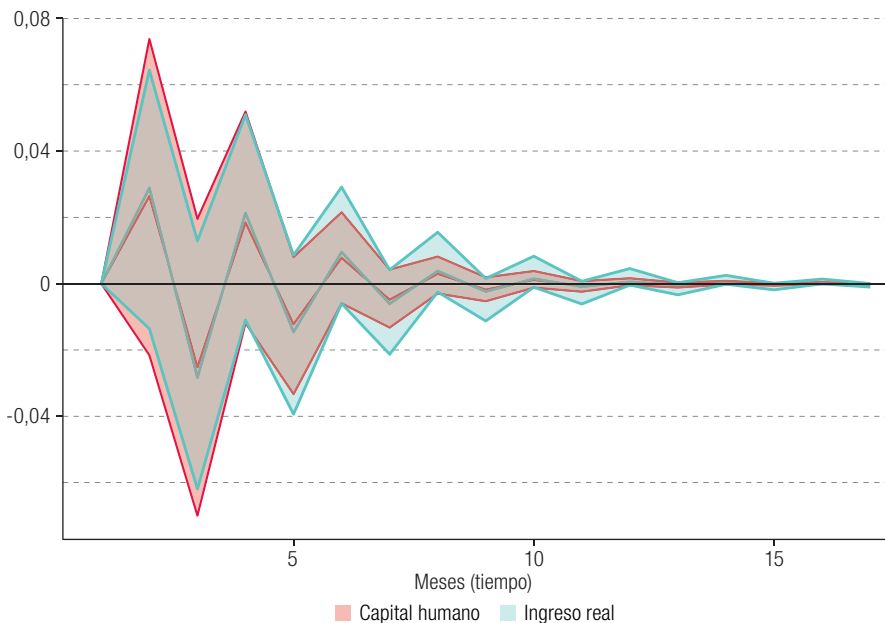
**Gráfico 6**  
 Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Pacífica



**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

**Gráfico 7**  
 Colombia: funciones de impulso-respuesta frente a las perturbaciones relativas al desempleo en las zonas rurales de la región Oriental



**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** La línea horizontal representa las relaciones de impulso-respuesta y las líneas circundantes indican los intervalos de confianza en los niveles estimados. Los períodos de estimación del método *bootstrap* abarcan 16 meses.

Para concluir el análisis, se muestra la descomposición de la varianza, que permite calcular el impacto proporcional de cada una de las variables en los cambios de la variable analizada, así como determinar las dependencias causales de los movimientos a corto plazo (Johnston y DiNardo, 1997; Stock y Watson, 2012). En el cuadro 7 figura la descomposición de la varianza a nivel regional. En todas las regiones de Colombia, los cambios en el logaritmo natural del desempleo tienen un impacto significativo en sus propios movimientos futuros.

**Cuadro 7**  
Colombia: descomposición de la varianza estimada en 12 períodos  
para las zonas rurales, por región  
(En porcentajes)

	Caribe	Central	Pacífica	Oriental
$\Delta U_{it}$	97,09	98,61	89,03	96,82
$\Delta Y_{it}$	2,08	0,534	10,09	1,78
$\Delta H_{it}$	0,11	0,854	0,863	1,39

**Fuente:** Elaboración propia.

## VI. Conclusiones

El objetivo de este artículo es analizar la relación entre los ingresos y el desempleo en las zonas rurales de las regiones de Colombia de 2010 a 2022 en relación con la ley de Okun (1962). En primer lugar, se constata una relación inversa robusta entre los ingresos y el desempleo en casi todas las regiones rurales de Colombia. Estos resultados indican que, en las zonas rurales, el crecimiento económico y el consiguiente aumento de los ingresos reales van seguidos de una reducción del desempleo.

Por el contrario, el aumento del capital humano en las zonas rurales conduce a un mayor desempleo. La demanda de trabajadores en dichas zonas está orientada hacia personas con menores niveles de calificación, ya que la producción se especializa en bienes de bajo valor agregado. Los resultados revelan un grado de homogeneidad regional en las zonas rurales (Merchán Hernández, 2015; Otero-Cortés, 2019).

Al aplicar el modelo de corrección de errores, se descubre una relación a largo plazo estadísticamente significativa entre el desempleo y todas las variables a nivel regional. En cuanto a las relaciones a corto plazo, existe una relación negativa entre el desempleo y los ingresos reales en las regiones Caribe, Central y Oriental, pero no en la región Pacífica, lo que coincide con resultados anteriores (Sadiku, Ibraimi y Sadiku, 2015).

La prueba de causalidad de Granger permite detectar relaciones causales a corto plazo para casi todas las variables en las diferentes regiones. Los resultados de la función de impulso-respuesta muestran que el impacto de las innovaciones en el desempleo produce movimientos o cambios en el logaritmo del número de desempleados de las zonas rurales. Estos movimientos son bruscos y más volátiles a corto plazo. Con el paso del tiempo, el efecto disminuye, como ocurre en las regiones Caribe y Pacífica. La fuerza de esos movimientos se debe al peso de las variables implicadas en la descomposición de la varianza.

Los resultados mencionados conllevan importantes implicaciones económicas y de política social en las zonas rurales de las regiones colombianas. Este estudio permite deducir las relaciones causales y deterministas que vinculan los ingresos reales y la acumulación de capital humano con el desempleo tanto a corto como a largo plazo. Asimismo, es posible afirmar que la productividad y la diversificación económica tienen efectos positivos en los ingresos reales.

Con respecto al capital humano, se demuestra que la diversificación económica y la productividad influyen positivamente en su utilización. En cuanto a la relación entre el capital humano y el desempleo rural, cabe señalar que el sistema educativo debe tener en cuenta las necesidades del mercado laboral. Una formación más orientada al mundo laboral rural aumentaría el uso del capital humano en las actividades productivas. Además, el aumento del número de empleos formales tendría efectos positivos en la experiencia laboral acumulada. Por lo tanto, la aplicación de esas políticas debería contribuir a reducir el desempleo de las personas altamente calificadas en los mercados laborales señalados. En conclusión, todas esas medidas combinadas fomentarían el crecimiento económico y el desarrollo de las zonas rurales.

## Bibliografía

- Alpízar, F. y others (2020), “Determinants of food insecurity among smallholder farmer households in Central America: recurrent versus extreme weather-driven events”, *Regional Environmental Change*, vol. 20, N° 1, febrero.
- Anríquez, G. y K. Stamoulis (2007), “Rural development and poverty reduction: is agriculture still the key?”, *ESA Working Paper*, N° 07-02, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO).
- Arias, M. A., A. M. Ibáñez y A. Zambrano (2019), “Agricultural production amid conflict: separating the effects of conflict into shocks and uncertainty”, *World Development*, vol. 119, julio.
- Briceño, M., G. Dávila y M. Rojas (2017), “Estimación de la ley de Okun: evidencia empírica para Ecuador, América Latina y el mundo”, *Revista Económica*, vol. 1, N° 1, julio.
- Card, D. (1999), “Chapter 30. The causal effect of education on earnings”, *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, parte A, O. Ashenfelter y D. Card (eds.), Ámsterdam, Elsevier Science B.V.
- CEPAL/OIT (Comisión Económica para América Latina y el Caribe/Organización Internacional del Trabajo) (2016a), “Cadenas mundiales de suministro y empleo decente”, *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe*, N° 15 (LC/L.4242), Santiago.
- (2016b), “Mejoras recientes y brechas persistentes en el empleo rural”, *Coyuntura Laboral en América Latina y el Caribe*, N° 14 (LC/L.4141), Santiago.
- Cingano, F. (2014), “Trends in income inequality and its impact on economic growth”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, N° 163, París, OECD Publishing.
- Dal Bianco, S., R. L. Bruno y M. Signorelli (2015), “The joint impact of labour policies and the ‘Great Recession’ on unemployment in Europe”, *Economic Systems*, vol. 39, N° 1, marzo.
- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (2020), “Gran Encuesta Integrada de Hogares - GEIH - 2019” [en línea] <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/599>.
- Dixon, R., G. C. Lim y J. C. van Ours (2017), “Revisiting the Okun relationship”, *Applied Economics*, vol. 49, N° 28.
- Durech, R. y otros (2014), “Regional evidence on Okun’s law in Czech Republic and Slovakia”, *Economic Modelling*, vol. 42, octubre.
- Elshamy, H. (2013), “The relationship between unemployment and output in Egypt”, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, vol. 81, junio.
- FAO (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura) (2018), *Panorama de la pobreza rural en América Latina y el Caribe: soluciones del siglo XXI para acabar con la pobreza en el campo*, Santiago.
- Farah, M. y E. Pérez (2003), “Mujeres rurales y nueva ruralidad en Colombia”, *Cuadernos de Desarrollo Rural*, vol. 51.
- Flórez, L. A., K. L. Pulido-Mahecha y M. A. Ramos-Veloz (2018), “Okun’s law in Colombia: a non-linear cointegration”, *Borradores de Economía*, N° 1039, Bogotá, Banco de la República.
- García-Luna, R. y D. A. Cardoso-López (2020), “Factores impulsores de la propensión a innovar y la productividad en los sectores de servicios y la industria manufacturera en Colombia”, *Revista Escuela de Administración de Negocios*, vol. 8160, noviembre.
- Gordon, R. J. (2010), “Okun’s law and productivity innovations”, *American Economic Review*, vol. 100, N° 2, mayo.

- Grant, A. L. (2018), "The Great Recession and Okun's law", *Economic Modelling*, vol. 69, enero.
- Hansen, B. E. (2016), *Econometrics*, Universidad de Wisconsin.
- Jiménez Villavicencio, K. y W. S. Ochoa Moreno (2017), "Ley de Okun: análisis de la relación entre crecimiento y desempleo para 12 países de América Latina", *Revista Publicando*, vol. 4, N° 13, noviembre.
- Johnston, J. y J. DiNardo (1997), *Econometric Methods*, cuarta edición, McGraw Hill.
- Kendrick, J. (1961), "Productivity and economic growth", *Productivity Trends in the United States*, Princeton University Press.
- Klugman, J. (ed.) (2002), *A Sourcebook for Poverty Reduction Strategies. Volume 2: Macroeconomic and Sectoral Approaches*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Kölling, A. (2018), "Asymmetries in labor demand: Do loss aversion and endowment effects affect labor demand elasticities on the establishment level?", *Journal of Economic Asymmetries*, vol. 18, noviembre.
- Laszlo, S. (2008), "Education, labor supply, and market development in rural Peru", *World Development*, vol. 36, N° 11, noviembre.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Malley, J. y H. Molana (2008), "Output, unemployment and Okun's law: some evidence from the G7", *Economics Letters*, vol. 101, N° 2, noviembre.
- Marth, S. (2015), "How strong is the correlation between unemployment and growth really? The persistence of Okun's Law and how to weaken it", *Policy Paper*, N° 23, Welfare, Wealth and Work for Europe (WWWforEurope).
- Mendonça, H. F. y D. S. P. Oliveira (2019), "Firms' confidence and Okun's law in OECD countries", *Economic Modelling*, vol. 78, mayo.
- Merchán Hernández, C. A. (2015), "Sector rural colombiano: dinámica laboral y opciones de afiliación a la seguridad social", *Coyuntura Económica*, vol. XLV, N° 2, diciembre.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2019), "Extensión de la protección social a la economía rural", *Notas de Orientación de Políticas*.
- Okun, A. M. (1962), "Potential GNP: its measurement and significance", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, Alexandria, American Statistical Association.
- Ortiz, C. H., D. M. Jiménez y J. I. Uribe (2019), "Una reformulación de la ley de Okun para Colombia", *Revista de Economía del Caribe*, vol. 24, julio-diciembre.
- Otero-Cortés, A. (2019), "El mercado laboral rural en Colombia, 2010-2019", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana*, N° 281, Banco de la República.
- Pizzo, A. (2019), "Literature review of empirical studies on Okun's law in Latin America and the Caribbean", *Employment Working Paper*, N° 252, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Porrás-Arena, M. S. y Á. L. Martín-Román (2019), "Self-employment and the Okun's law", *Economic Modelling*, vol. 77, marzo.
- Ramos, M. A. (2017), "Divergencias en la dinámica del empleo total nacional versus las veintitrés ciudades principales y algunas estimaciones de la Ley de Okun para Colombia", *Reportes del Mercado Laboral*, N° 3, Bogotá, Banco de la República.
- Sadiku, M., A. Ibraimi y L. Sadiku (2015), "Econometric estimation of the relationship between unemployment rate and economic growth of FYR of Macedonia", *Procedia Economics and Finance*, vol. 19.
- Sala-i-Martin, X. (2000), *Apuntes de crecimiento económico*, segunda edición, Antoni Bosch.
- Salido, J. y T. Bellhouse (2016), *Economic and social upgrading: definitions, connections and exploring means of measurement (LC/MEX/L.1208)*, Ciudad de México, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Schettini, D. y C. R. Azzoni (2018), "Productive efficiency and the future of regional disparities in Brazil", *Nova Economia*, vol. 28, N° 2, mayo-agosto.
- Sinyolo, S. (2020), "Technology adoption and household food security among rural households in South Africa: the role of improved maize varieties", *Technology in Society*, vol. 60, febrero.
- Stock, J. H. y M. M. Watson (2012), *Introducción a la econometría*, tercera edición, Pearson.
- Tang, B. y C. Bethencourt (2017), "Asymmetric unemployment-output tradeoff in the eurozone", *Journal of Policy Modeling*, vol. 39, N° 3, mayo-junio.
- Tenjo Galarza, J. y C. A. Jaimes (2018), "Ingresos y educación en el sector rural colombiano", *Revista de Economía Institucional*, vol. 20, N° 38, enero-junio.

- Tickamyer, A. R. (2006), "Rural poverty", *Handbook of Rural Studies*, P. Cloke, T. Marsden y P. Mooney (eds.), Sage Publishing.
- Vargas Urrutia, B. (2013), "Retornos a la educación y migración rural-urbana en Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, vol. 72.
- Villaverde, J. y A. Maza (2009), "The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004: regional evidence", *Journal of Policy Modeling*, vol. 31, N° 2, marzo-abril.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*, cuarta edición, Cengage Learning.