

**ANÁLISIS ECONOMETRICO DEL COMPORTAMIENTO DEL DESEMPLEO EN EL
ECUADOR (SEGUNDO TRIMESTRE 2007 A CUARTO TRIMESTRE 2017)***

**ECONOMETRIC ANALYSIS OF UNEMPLOYMENT BEHAVIOR IN ECUADOR
(SECOND QUARTER 2007 TO FOURTH QUARTER 2017)**

**ANÁLISE ECONOMÉTRICA DO COMPORTAMENTO DO DESEMPREGO NO
ECUADOR (SEGUNDO TRIMESTRE DE 2007 A QUARTO TRIMESTRE DE 2017)**

**MOLERO OLIVA_ Leobaldo Enrique, SALCEDO MUÑOZ_ Virgilio Eduardo,
CAMPUZANO VÁSQUEZ_ John Alexander, BEJARANO COPO_ Holger Fabrizzio**

Maestría en Economía, Universidad del Zulia. Docente Escuela de Economía, Universidad del Zulia. Email: lmolerooliva@gmail.com, Venezuela.

Maestría en Tributación y Finanzas, Universidad de Guayaquil. Docente titular Agregado 3, Unidad Académica de Ciencias Empresariales, Universidad Técnica de Machala. Email: vsalcedo@utmachala.edu.ec, Ecuador.

Maestría en Administración de Empresas, Universidad Técnica de Machala. Docente titular Agregado 3, Unidad Académica de Ciencias Empresariales, Universidad Técnica de Machala. Email: jcampuzano@utmachala.edu.ec, Ecuador.

* Este artículo es resultado de las labores en el Grupo de Investigación en Desarrollo Económico Territorial de la Universidad Técnica de Machala. Los hallazgos, interpretaciones y conclusiones pertenecen a los autores y no representan los puntos de vistas de las instituciones en las cuales participan como profesores y estudiantes. Finalmente, como es usual los errores restantes y omisiones son de responsabilidad exclusiva de los autores.

Maestría en Administración de Empresas, Universidad Técnica de Machala. Docente titular Auxiliar, Unidad Académica de Ciencias Empresariales, Universidad Técnica de Machala. Email: hbejarano@utmachala.edu.ec, Ecuador.

Recibido: 21 de Mayo de 2019

Aprobado: 12 de diciembre de 2019

DOI: <https://doi.org/10.22267/rtend.192002.119>

RESUMEN

El objetivo de este trabajo consiste en brindar un análisis econométrico del comportamiento del desempleo en el Ecuador entre el segundo trimestre del 2007 al cuarto trimestre del 2017. El trabajo emplea la Ley de Okun como enfoque teórico para explicar el comportamiento de la tasa de desempleo. La metodología consistió en una estrategia empírica soportada en los modelos de rezagos distribuidos autorregresivos con cointegración según el enfoque de Pesaran y Shin. Los resultados encontrados sugieren que en promedio por cada 1% de crecimiento del producto hay una disminución contemporánea de la tasa de desempleo de 0,30 puntos porcentuales, pero también hay efectos que perduran en los siguientes trimestres. Se concluye que la reducción de la tasa de desempleo en el Ecuador implica un esfuerzo político y de diseño de instituciones en las relaciones laborales entre trabajadores y empresarios para dinamizar el mercado laboral.

Palabras Clave: tasa de desempleo, ley de Okun, cointegración, mercado laboral.

JEL: E23, E24, C32.

ABSTRACT

The objective of this paper is to provide an econometric analysis of the behavior of the unemployment rate of Ecuador in the period 2007: 2-2017: 4 with a quarterly frequency. The work uses Okun's Law as a theoretical approach to explain the behavior of the unemployment rate. The methodology consisted of an empirical strategy supported in the models of autoregressive distributed lags with cointegration according to the Pesaran and Shin approach. The results suggest that on average for each 1% of product growth there is a contemporary

decrease in the unemployment rate of 0.30 percentage points, but there are also effects that persist in the following quarters. It is concluded that the reduction of the unemployment rate in Ecuador implies a political effort and the design of institutions in labor relations between workers and employers to boost the labor market.

Key words: unemployment rate, Okun's law, cointegration, labour market.

JEL: E23, E24, C32.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é fornecer uma análise econométrica do comportamento do desemprego no Equador entre o segundo trimestre de 2007 e o quarto trimestre de 2017. O trabalho utiliza a Lei de Okun como uma abordagem teórica para explicar o comportamento da taxa de desemprego. A metodologia consistiu em uma estratégia empírica apoiada nos modelos de defasagens autorregressivos distribuídos com cointegração, de acordo com a abordagem de Pesaran e Shin. Os resultados sugerem que, em média, para cada 1% de crescimento do produto, há uma queda contemporânea na taxa de desemprego de 0,30 ponto percentual, mas também há efeitos que persistem nos trimestres seguintes. Conclui-se que a redução da taxa de desemprego no Equador implica um esforço político e o desenho de instituições nas relações de trabalho entre trabalhadores e empregadores para impulsionar o mercado de trabalho.

Palavras-Chave: taxa de desemprego, Lei de Okun, cointegração, mercado de trabalho.

JEL: E23, E24, C32.

I. INTRODUCCIÓN

Una de las principales dificultades macroeconómicas que enfrentan los diseñadores de políticas es la reducción del desempleo (Tartoglu, 2011). Evidentemente, el desempleo ocasiona costos altos y persistentes para los individuos que lo padecen y sus familiares (Dao y Loungani, 2010), aparte de significar un empleo ineficiente de recursos y disminución del ingreso (Pata *et al.*,

2018) de ahí la constante preocupación de las autoridades por su reducción hasta niveles compatibles al menos con el producto potencial. De esta manera, un mercado de trabajo estable pasa a ser una prioridad de política para la mayoría de los países, aún más luego que estos sufren crisis económicas (Liu *et al.*, 2018).

Los datos del mercado laboral en el Ecuador revelan que la tasa de desempleo a marzo del año 2018 fue 5,69%, 0,8 puntos porcentuales menos que la tasa correspondiente al mismo período de 2017. En forma general, la tasa de desempleo promedio durante el lapso 2007-2017, a partir de información trimestral, ha sido poco más de 6,2%, valor evidentemente más bajo que las tasas de desempleo reportadas por el Ecuador en períodos pasados (Peñaherrera, 2011: 44). Los datos dejan ver un comportamiento descendente en la tasa de desempleo desde 2007 hasta el 2017, con incrementos puntuales en algunos trimestres de los años 2008, 2009 y 2016, debido a contextos externos desfavorables, como la caída en el precio del petróleo.

Sigue siendo aceptado, casi de forma unánime, que a corto plazo el comportamiento del mercado de trabajo y, en particular, el desempleo está supeditado, en cierto grado, al desenvolvimiento de la actividad económica general (Blanchard y Johnson, 2013; Almonte y Carbajal, 2011). En consecuencia, se prevé que cuando la economía produce más bienes y servicios a corto plazo y el crecimiento es más alto entonces es capaz de demandar más factores productivos, entre ellos trabajo, y la tasa de desempleo decrece, si la demanda de trabajo crece más allá que la fuerza de trabajo (Blanchard y Johnson, 2013). El desempleo es anticíclico, avanza cuando retrocede el crecimiento del producto, y viceversa (Oner, 2010). Siendo uno de los factores de producción, el trabajo está en constante interacción con el crecimiento del producto (Pata *et al.*, 2018).

En el Ecuador esta correspondencia entre crecimiento del producto y disminución del desempleo se ha cumplido en cierta forma (Peñaherrera, 2011; Rodríguez, 2017). En el lapso 2007-2017, al mismo tiempo que la tasa de desempleo ha disminuido, el producto real ecuatoriano se ha expandido a una tasa promedio de 0,85% entre trimestres. Lo datos reflejan que los períodos donde el crecimiento (la caída) del PIB real ha sido más alto coinciden con los períodos en los que la disminución (el incremento) en la tasa de desempleo ha sido mayor. Visto así, la clave

para que el desempleo disminuya es una alta tasa de crecimiento del producto total (Blanchard y Johnson, 2013: 32), medido por el PIB real.

La relación desempleo-producto fue examinada empíricamente por primera vez en el trabajo de Arthur Okun (Okun, 1962; Blanchard y Johnson, 2013), por ello fue conocida de inmediato como Ley de Okun (Melo Gois y Jorge, 2017; Ben Amor y Ben Hassine, 2017), y desde entonces se ha contrastado en diferentes economías, regiones y períodos. Para tratar el desempeño reciente del desempleo en el Ecuador, en específico en relación a sus causas, esta investigación tiene como objetivo principal un análisis econométrico del comportamiento del desempleo a partir del enfoque de primeras diferencias de Okun (Okun, 1962), con una especificación basada en la metodología de los modelos de rezagos distribuidos autorregresivos (ARDL, por sus siglas en inglés) ampliados para tomar en cuenta la relación a corto y largo plazo entre las variables según la propuesta de cointegración basada en la prueba de límites (Pesaran *et al.*, 2001).

A pesar de que se cuentan con estimaciones para el Ecuador, esta investigación presenta innovaciones en la metodología econométrica que brindan un panorama más amplio de cómo ha sido la relación desempleo-producto en tiempos recientes. Esta investigación se justifica porque para desarrollar políticas y estrategias que contribuyan a la disminución del desempleo y a la meta de máximo empleo (Okun, 1962; Marth, 2015; Wen y Chen, 2012), hay que entender a qué otra variable responde la tasa de desempleo, en particular conocer de forma cuantitativa la reacción de la tasa de desempleo ante el estado actual o futuro de la actividad económica real.

II. LA LEY DE OKUN: TEORÍA Y REVISIÓN DE ANTECEDENTES

Los economistas tienen una vieja apreciación de que existe una relación inversa entre las fluctuaciones cíclicas del producto y el nivel y cambio en la tasa de desempleo (Weber, 1995). La primera evidencia empírica fue provista por Arthur Okun, donde informó que el comportamiento de la tasa de desempleo sigue una trayectoria inversa respecto al desempeño del producto (Okun, 1962), convirtiéndose en una crucial regularidad empírica en macroeconomía

(Ismihan, 2016: 175). Este enfoque encarna una visión desde el lado de la demanda agregada por entender qué determina el comportamiento del desempleo (Melo Gois y Jorge, 2017).

Okun presentó una ecuación que se conoce como el modelo de primeras diferencias, con el cual estimó que, por cada uno por ciento de crecimiento del producto, entre un período y otro, hay una reducción de 0,3 puntos porcentuales en la tasa de desempleo respecto a su valor previo (Pata et al., 2018; Marth, 2015). El modelo estándar de primeras diferencias expresa la relación contemporánea entre cambios en la tasa de desempleo y crecimiento del producto (Ismihan, 2016; Olusegun, 2015):

$$\Delta U_t = U_t - U_{t-1} = \alpha + \beta \Delta y \quad (1)$$

Donde ΔU mide los cambios en la tasa de desempleo, es decir la diferencia entre las tasas de desempleo de dos períodos, y Δy es el cambio en el producto expresado en logaritmo (tasa de crecimiento del producto real si se multiplica por cien). El efecto de la tasa de crecimiento del producto sobre los cambios en la tasa de desempleo se encuentra dado por el valor estimado para β , conocido como el coeficiente Okun (Pata *et al.*, 2018; Melo Gois y Jorge, 2017: 27).

Es evidente que, por diversas razones, la tasa de desempleo varía sustancialmente en el tiempo y entre países (Elsby *et al.*, 2013). No obstante, un abanico amplio de estudios macroeconómicos sitúa al crecimiento del producto y al ciclo de la actividad económica como los principales factores que explican el comportamiento de la tasa de desempleo a corto plazo en línea con lo postulado por Okun (Ihensekhien y Aisien, 2018; Margarido, 2018; Melo Gois y Jorge, 2017; Apap y Gravino, 2016; Marth, 2015), aunque existe también una visión escéptica sobre si la Ley de Okun puede por sí misma representar el desempeño en el desempleo en países de ingreso bajo y medio-bajo (Pereira da Silva, 2018; Sadiku *et al.*, 2015; Kreishan, 2011). Así mismo, en los casos donde se cumple la relación, sin embargo, existen diferencias en cuanto a la magnitud del coeficiente Okun (Moosa, 1999), que se reporta varía sustancialmente de país en país (Melo Gois y Jorge, 2017; Elsby *et al.*, 2013) y en las fases del ciclo.

Ben Amor y Ben Hassine (2017) estudian la validez de la Ley de Okun para Arabia Saudí en el período 1980 a 2015. Estos autores utilizan el enfoque econométrico de los modelos ARDL y hallan una relación de cointegración entre desempleo y producto, así como entre los componentes cíclicos de ambas variables. De esa forma, corroboran la ley de Okun para Arabia Saudí y encuentran que 1% de crecimiento del producto real ocasiona una disminución en la tasa de desempleo de 0,54 puntos porcentuales, con lo cual concluyen que el empleo y el desempleo responde al crecimiento económico saudita.

Desde una perspectiva regional, Melo Gois y Jorge (2017) emplean la Ley de Okun con datos de Brasil y tres de sus principales áreas metropolitanas (Belo Horizonte, Porto Alegre y São Paulo), con el objetivo de explicar el comportamiento del mercado de trabajo para el período 2002:1-2014:3 y la relación entre desempleo y producto. Melo Gois y Jorge emplean la versión de primeras diferencias y la versión de brechas de la Ley de Okun, mediante especificaciones que incorporan dinámica.

La conclusión alcanzada por estos autores es que la Ley de Okun ocurre en Brasil y en una de sus tres áreas metropolitanas, y que hay diferencias en la respuesta del mercado de trabajo a las fluctuaciones del producto y a sus desviaciones a largo plazo, siendo la respuesta proporcionalmente más intensiva a las variaciones del producto en São Paulo comparada en las otras dos áreas, donde el coeficiente no es significativo o no se cumple la Ley de Okun (Melo Gois y Jorge, 2017: 52). El coeficiente Okun estimado para Brasil indica que 1% de crecimiento del producto tiene un efecto contemporáneo de casi -0,12 puntos porcentuales en la tasa de desempleo, mientras que el efecto a largo plazo es de -0,19. Los resultados para la región de São Paulo son confirmados en el estudio de Margarido (2018).

En el caso de España, un trabajo reciente de Porras y Martín-Román (2017) deja ver según un modelo estimado de primeras diferencias que el coeficiente Okun es inverso, como se espera a priori, pero varía en magnitud entre las diferentes regiones españolas, hallándose entre -0,18 y -0,91. Para estos autores, dichas diferencias se encuentran explicadas por las diferencias en el tamaño del autoempleo y sus variaciones en el tiempo.

Por su parte, Huang y Yeh (2013) confirmaron la validez a corto plazo de la Ley de Okun y una relación de largo plazo entre desempleo y producto a partir de datos de panel que incluye 53 países en el período 1980-2005. En el mismo orden de ideas, García (2003) halla el cumplimiento de la Ley de Okun en la República Dominicana, con un coeficiente estimado de -0,20, esto es una respuesta baja, pero estadísticamente significativa de la tasa de desempleo ante la tasa de crecimiento del producto. Desde una perspectiva sectorial, Loría *et al.* (2012) utilizan la Ley de Okun para estimar el efecto del crecimiento del producto en el sector construcción sobre la tasa de desempleo en España para el período 1995:1-2012:2. Empleando el modelo de primeras diferencias y la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR) irrestrictos con impulsos generalizados, comprueban la existencia de una relación bidireccional de causalidad en bloque con Granger y por las funciones impulsos-respuestas. Estas últimas revelan que existe un efecto negativo que perdura durante cuatro períodos de un choque del producto en la construcción a la variación del desempleo, y también en un sentido inverso. La estimación de un modelo uniecuacional por MCO informa de un efecto inverso y en magnitud igual a -0,43 puntos del crecimiento del producto en la construcción sobre el cambio en la tasa de desempleo total.

La aplicación de la Ley de Okun para explicar el comportamiento del desempleo en el Ecuador se encuentra en Peñaherrera (2011), Briceño *et al.* (2016) y Rodríguez (2017). Para Briceño *et al.* (2016) la relación planteada por Okun no se cumple en el Ecuador, con base a datos del período 1991-2014, no obstante, la especificación en este trabajo no es la correcta, por cuanto estima una relación estática en niveles con datos anuales de una muestra muy pequeña. Moosa ha reportado que es muy posible la presencia de autocorrelación en estimaciones de la Ley de Okun con modelos estáticos por la omisión de efectos dinámicos (Moosa, 1999).

El trabajo de Peñaherrera (2017) sobre la economía del Ecuador parece más pertinente en términos estadísticos. En este trabajo se emplea la metodología VAR para estimar la Ley de Okun según la ecuación de primeras diferencias, hallándose una estrecha relación de cointegración entre las variables, y una estimación con el signo pertinente (-0,23) que relaciona el cambio en la tasa de desempleo respecto a un 1% de crecimiento del producto real. En efecto,

el trabajo muestra que el desempleo responde de forma inversa a corto plazo respecto al crecimiento del producto en el Ecuador.

Por último, y en oposición a lo anterior, Mingorance *et al.* (2017) hallan resultados para 14 países de la Unión Europea en el período 1985-2011 cónsonos con la idea de que detrás del comportamiento del desempleo se encuentran variables institucionales, como la protección excesiva a los trabajadores, el salario mínimo, la centralización en la negociación salarial y las elevadas cotizaciones empresariales a la Seguridad Social, y no sólo al comportamiento cíclico de la actividad económica de los países.

III. METODOLOGÍA: DATOS, MODELOS Y ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

En esta investigación se emplean datos de la economía ecuatoriana del período comprendido entre el segundo trimestre del 2007 y el cuarto trimestre del 2017. Las variables y sus indicadores respectivos son: para la variable tasa de desempleo (U), porcentaje de desocupados dentro de la población económicamente activa, se empleó la tasa de desocupación o desempleo total mediante los indicadores tasa de desempleo nacional urbano (ur), tasa de desempleo promedio en las principales cinco ciudades del país (ur_{pc}), y tasa de desempleo nacional urbano desestacionalizada (ur_{sa}) mediante el método *Census-X12*. La fuente de los datos es el Banco Central del Ecuador, sección Indicadores de Coyuntura del Mercado Laboral del Boletín de marzo de 2018. Para el modelo de primeras diferencias se estimó el cambio en la tasa de desempleo entre períodos como $\Delta U_t = dU_t = U_t - U_{t-1}$, donde t indica el trimestre en cuestión, y se emplea como medidas de U los indicadores antes señalados sobre la tasa de desempleo.

Respecto al producto real de la economía (Y), la medida indicada es el Producto Interno Bruto (PIB) constante (en miles de US\$ a precios de 2007). Para el modelo de primeras diferencias que relaciona los cambios en la tasa de desempleo con respecto a la tasa de crecimiento del PIB, para estimar esta última se transformó la serie del PIB real (Y) a logaritmo natural (y), donde la variable en minúscula indica que se transformó en logaritmo natural, y luego se aplicó diferencias de logaritmo $\Delta y_t = dy_t = y_t - y_{t-1}$, la medida obtenida se denota como $d\ln gdp_r$,

que es una aproximación a la tasa de crecimiento gy entre trimestres si se multiplica la serie por cien.

Modelo de primeras diferencias de la Ley de Okun

El comportamiento de la tasa de desempleo puede relacionarse con el desempeño del producto real, a través de varias vías (Hsing, 1991). De acuerdo a Okun, los cambios en la tasa de desempleo entre períodos se encuentran relacionados con la variación o cambios en el producto real a corto plazo, conforme la especificación:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \mu_t \quad (2)$$

Donde β recoge la magnitud en la que un cambio en el producto real Δy de la economía afecta a la tasa de desempleo ΔU , y el término μ es un componente aleatorio del modelo o término ruido blanco. La literatura ha aceptado que la Ley de Okun sigue siendo una herramienta valiosa para predecir el comportamiento y/o los cambios en la tasa de desempleo a corto plazo, así como para conocer la pérdida en que la economía incurre cuando el producto disminuye vía demanda agregada (Melo Gois y Jorge, 2017; Apap y Gravino, 2016; Knotek, 2007; Blanchard, 1989), y los costos sociales del deterioro del mercado de trabajo.

Para contribuir al debate, el modelo de primeras diferencias será estimado por medio de una especificación uniecuacional ARDL con cointegración mediante la prueba de límites. Esta estrategia permitirá seguir el camino recorrido recientemente por parte de la literatura empírica (Ben Amor y Ben Hassine, 2017), con el objetivo de expandir la relación para dar respuesta al comportamiento del desempleo con la inclusión de elementos inicialmente no considerados por Okun (Melo Gois y Jorge, 2017: 38), como valores rezagados de las variables, efectos a corto y a largo plazo.

Especificación ARDL del modelo de primeras diferencias

Los modelos ARDL son regresiones mínimos cuadrados estándar que incluyen rezagos tanto de la variable dependiente como de las variables explicativas como regresores (Greene, 2012: 1010; Johnston y DiNardo, 1997: 244). Un ARDL típico se denota como $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$, donde p

es el número de rezagos de la variable dependiente y , q_1 es el número de rezagos de la primera variable explicativa X_1 , y q_k es el número de rezagos de la k -ésima variable explicativa X_k :

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j, t-1} \beta_{j, i} + \epsilon_t \quad (3)$$

Esta metodología econométrica permite incorporar efectos dinámicos para explicar el comportamiento de la tasa de desempleo y, además, para examinar la relación de cointegración a largo plazo entre las variables siguiendo a Pesaran y Shin (1999). Esta investigación aprovecha ambas cualidades, por lo que estima el modelo uniecuacional a corto y a largo plazo mediante la metodología señalada. La ecuación de primeras diferencias especificada en un ARDL general es:

$$\Delta U_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta U_{t-i} + \sum_{i=0}^q \Delta y_{t-i} \beta_i + \epsilon_t \quad (4)$$

Donde ΔU es el cambio contemporáneo en la tasa de desempleo, ΔU_{t-i} es el i -ésimo rezago de la variable endógena que aparece como variable explicativa, Δy es la primera diferencia en el logaritmo natural del producto real $d \ln g d p r$, como aproximación a su crecimiento entre períodos, variable explicativa que aparece con q términos rezagados, α es el intercepto, γ_i son los parámetros que recogen la influencia de los rezagos de los cambios en la tasa de desempleo, β_i son los coeficientes Okun que recogen el efecto de la variación del producto en la tasa de desempleo, particularmente β_0 mide el efecto contemporáneo del crecimiento del producto real sobre la tasa de desempleo, en términos matemáticos $\frac{\partial(\Delta U)}{\partial(\Delta y)} = \beta_0$. Respecto a la selección del número de rezagos, la especificación y estimación final del modelo ARDL(p, q) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) toma en cuenta los criterios de información estándar de Akaike, de Schwarz y de Hannan-Quinn para la selección del número de rezagos ideales.

Dada la estimación del modelo anterior, que recoge la relación dinámica entre los cambios en la tasa de desempleo y el crecimiento del producto, es posible transformar el modelo en una representación de largo plazo, que muestre la respuesta de largo plazo de la variable dependiente ante los cambios en la variable explicativa. El cálculo del coeficiente Okun de largo plazo θ a partir de la estimación de (4) es dado por la expresión:

$$\theta = \frac{\sum_{i=0}^q \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \quad (5)$$

Relación de cointegración y modelo de corrección de errores

Pesaran y Shin (1999) y Pesaran *et al.* (2001) proponen un nuevo enfoque de cointegración que puede ser comprobado desde un modelo ARDL, con la ventaja que las variables dependiente y regresores en la relación de cointegración pueden ser cualesquiera $I(0)$ o $I(1)$, sin necesitar pre-especificar cuáles son $I(0)$ o $I(1)$, a diferencia de otras pruebas de cointegración que si requieren que las variables sean integradas de orden uno (Pesaran *et al.*, 2001). Adicionalmente, se tiene que la representación ARDL no requiere simetría en la selección de rezagos, sino que cada variable puede tener diferente número de términos rezagados. Partiendo de un modelo ARDL para la relación desempleo-producto en nivel:

$$U_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i U_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_{t-i} \beta_i + \epsilon_t \quad (6)$$

Con p rezagos de la tasa de desempleo U y q rezagos del producto real y , los coeficientes de largo plazo son θ_0 para la constante y θ_1 para el producto, y se calculan de la siguiente forma:

$$\hat{\theta}_0 = \frac{\hat{\alpha}}{1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i}, \quad \hat{\theta}_1 = \frac{\sum_{i=0}^q \hat{\beta}_i}{1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i} \quad (7)$$

$$U_t = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 y_t + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\epsilon_t = EC_t = U_t - (\hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 y_t) \quad (9)$$

Tomando diferencias en la ecuación (6) y sustituyendo los coeficientes de largo plazo (7), se obtiene la forma de cointegración y de corrección de errores en el marco de un modelo ARDL:

$$\Delta U_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta U_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} \Delta y_{t-i} \beta_i^* - \hat{\phi} EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta U_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta U_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} \Delta y_{t-i} \beta_i^* - (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i) (U_t - \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 y_t)_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

Donde $EC_t = U_t - (\hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 y_t)$ (por la ecuación 9) $\hat{\phi} = 1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i$ $\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \hat{\gamma}_m$ $\beta_i^* = \sum_{m=i+1}^q \hat{\beta}_m$ (Johnston y DiNardo, 1997: 245). La formulación (11) es un ejemplo de un modelo de corrección de errores en un ARDL que incorpora la relación de cointegración. La ecuación (11) recoge del lado derecho un componente con las variables medidas en primera diferencia que captan los efectos a corto plazo del producto sobre la tasa de desempleo. También recoge un componente de la relación a largo plazo representada por EC_{t-1} , es decir una constante, más los niveles rezagados de la tasa de desempleo, y los valores rezagados de la variable explicativa.

El modelo ARDL en forma de corrección de errores tiene la ventaja de que estima los coeficientes a corto plazo y a largo plazo, además del coeficiente de velocidad de ajuste hacia el equilibrio de la variable dependiente (Ibarra, 2011). De este modo, la metodología permite un análisis más completo del desempeño de la tasa de desempleo en el período estudiado. Finalmente, se emplea la metodología de Pesaran, Shin y Smith (Pesaran *et al.*, 2001) contenida en el enfoque de prueba de límites para el análisis de la relación a largo plazo. Estos autores usan la relación de cointegración y describen una prueba para comprobar si el modelo ARDL contiene relaciones de largo plazo o en nivel entre las variables.

Estacionariedad de las series

Como paso previo a las estimaciones se aplicaron un conjunto de pruebas de estacionariedad sobre las series de tiempo empleadas. La Tabla I muestra los resultados de las pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Las pruebas tradicionales ADF y PP son pruebas de no estacionariedad (la hipótesis nula es que la serie tiene una raíz unitaria), mientras que KPSS parte de la hipótesis nula de serie estacionaria contra la alternativa de no estacionariedad o presencia de raíz unitaria en la serie en cuestión (Greene, 2012: 998).

Tabla 1

Resultados de los test de raíces unitarias

Variable	Niveles								Primeras diferencias							
	ADF ^a			PP ^b			KPSS ^d		ADF ^a			PP ^b			KPSS ^d	
	P-valor ^c			P-valor ^c			LM-Stat ^e		P-valor ^c			P-valor ^c			LM-Stat ^e	
	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT	SCST	CCST	CCCT
<i>ur</i>	0,2869	0,8124	0,4051	0,3626	0,5154	0,3857	0,3733	0,1200	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1050	0,0823
<i>ur_sa</i>	0,4807	0,8151	0,3572	0,3714	0,6694	0,3720	0,3767	0,1219	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0959	0,0654
<i>ur_pc</i>	0,5858	0,7803	0,5315	0,3435	0,4891	0,4819	0,3830	0,1311	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1129	0,0932
<i>lngdpr</i>	0,5866	0,8413	0,9944	0,4616	0,9013	0,9996	0,7857	0,1603	0,0043	0,0153	0,0039	0,0042	0,0143	0,0056	0,2304	0,0786
<i>lngdpr_sa</i>	0,5770	0,6539	0,9915	0,4578	0,9032	0,9996	0,7852	0,1609	0,0113	0,0351	0,0516	0,0092	0,0273	0,0097	0,2395	0,0764

Fuente: Elaboración de los autores a partir de Eviews 9 (2019)

CCST: Con constante, sin tendencia; CCCT: Con constante, con tendencia; SCST: Sin constante, sin tendencia.

a: Dickey-Fuller Aumentado, la selección de longitud de los rezagos se realizó atendiendo al criterio de información Schwarz. b: Phillips Perron, con el método de estimación espectral Bartlett kernel y con ancho de bandas Newey-West. c: P-valores de una cola según MacKinnon (1996). d: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, con el método de estimación espectral Bartlett kernel y con ancho de bandas Newey-West. e: Estadístico de prueba. A diferencia de las pruebas anteriores, esta prueba propone como hipótesis nula que la variable es estacionaria. Se rechaza la hipótesis nula cuando el estadístico de prueba (LM-Stat) esté por encima de los valores críticos KPSS (1992). Los cuales son para la especificación CCST: de 0,7390 (al nivel de 1%), de 0,4630 (al nivel de 5%) y de 0,3470 (al nivel de 10%), mientras que para la especificación CCCT son: de 0,2160 (al nivel de 1%), de 0,1460 (al nivel de 5%) y de 0,1190 (al nivel de 10%).

El término ln que antecede a una variable se refiere al logaritmo natural. Cuando una variable termina en *_sa* significa que ha sido ajustada estacionalmente (desestacionalizada).

Las pruebas fueron realizadas tomando como nivel de significancia un 5%. Todas las pruebas indican que las variables en niveles tienen una raíz unitaria, pero sus primeras diferencias son estacionarias. Las pruebas ADF y PP no rechazan al 5% la hipótesis nula de no estacionariedad en todas las series en niveles, no obstante, las series se vuelven estacionarias en diferencias; de igual modo, la prueba KPSS rechaza la hipótesis de series estacionarias en niveles, pero no la rechaza cuando las series son diferenciadas.

IV. RESULTADOS

Estimación ARDL

Los resultados por MCO del modelo de primeras diferencias con una especificación ARDL, en concreto la ecuación (4), son exhibidos en la Tabla II. Se efectuaron tres regresiones en total. La primera relaciona el cambio en la tasa de desempleo nacional urbano con la variación porcentual del PIB real. El segundo ajuste se efectuó con el cambio entre períodos en la tasa de desempleo promedio de las cinco principales ciudades del país y la misma medida del producto real de la primera regresión efectuada. Por último, la tercera regresión se efectuó considerando la tasa de desempleo nacional urbano desestacionalizada y el PIB real, y tomando, luego primeras diferencias en las series de la tasa de desempleo y del producto en logaritmo natural.

De acuerdo a los resultados, se cumple lo postulado en el modelo de primeras diferencias referente a la relación inversa entre tasa de desempleo y crecimiento del producto, lo que significa evidencia adicional a la validez empírica de la Ley de Okun, mejorando el entendimiento de la relación en el caso ecuatoriano. En las tres regresiones mencionadas, variaciones positivas en el producto se encuentran asociadas con disminuciones inmediatas en la tasa de desempleo respecto a su nivel previo, cumpliéndose el supuesto a priori de la teoría.

En el caso de la primera regresión con base a la tasa de desempleo nacional urbana y el producto total observado, el mejor modelo ARDL estimado, según el criterio Akaike para especificación y selección del ARDL, incluyó en el lado de derecho 3 rezagos de la variable dependiente y un rezago de la variable independiente, siendo únicamente el segundo rezago del cambio en la tasa de desempleo no significativo estadísticamente hablando. El resto de coeficientes estimados, incluso la constante y la dummy para la crisis financiera mundial del 2008, son significativos al 1%. El efecto contemporáneo de un 1% de crecimiento del producto real entre un trimestre y otro sobre el cambio en la tasa de desempleo es cercano a -0,24, bastante próximo al estimado por Peñaherrera (2011).

Tabla 2

Resultados del modelo de primeras diferencias

Modelo de primeras diferencias de la Ley de Okun
Especificación o método: ARDL (modelo de rezagos distribuidos autorregresivos)

Regresores fijos: constante, dummy^a			
Variables:	$\Delta U = dU$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Constante (C)</i>	0,284495 (0,102323)	0,315826 (0,165572)**	0,181823 (0,085319)*
<i>dln_gdpr_t</i>	-0,237893 (0,085384)	-0,355386 (0,168859)*	-0,193932 (0,065366)
<i>dln_gdpr_{t-1}</i>	-0,310380 (0,082189)	-0,288985 (0,115082)*	-0,167725 (0,086696)**
<i>dU_{t-1}</i>	-0,551665 (0,133758)	-0,606247 (0,087180)	-0,392396 (0,213677)**
<i>dU_{t-2}</i>	-0,183192 (0,109683) ^{ns}	-0,318373 (0,132296)*	-----
<i>dU_{t-3}</i>	-0,315163 (0,114623)	-0,274119 (0,162405) ^{ns}	-----
<i>dummy</i>	1,264689 (0,196889)	1,772674 (0,375077)	0,970689 (0,236834)
Período ajustado	2008:2-2017:4	2008:3-2017:4	2007:4-2017:4
Obs. Incluidas	39	38	41
Rezagos máximos dependiente (selección automática)	4	4	4
Regresores dinámicos (selección automática)	4	4	4
Número de modelos evaluados	20	20	20
Modelo seleccionado (<i>p, q</i>)	(3,1)	(3,1)	(1,1)
<i>R</i> ²	0,6051	0,5271	0,3957
<i>R</i> ² ajustado	0,5311	0,4355	0,3285
<i>SSR</i>	7,8941	18,8295	6,5868

F-statistic (Prob)	8,1722 (0,0000)	5,7578 (0,0004)	5,8920 (0,0009)
Stat- DW	1,9968	1,8819	1,9606
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance	SI	SI	SI
Diagnóstico de los residuos			
Test Breusch-Godfrey (Prob) (lags = 2)	0,9674	0,2473	0,8962
Test White (Prob)	0,9695	0,8873	0,9007
JB (Prob)	0,4919 (0,7819)	2,1511 (0,3411)	0,5708 (0,7517)

Fuente: Elaboración de los autores a partir de resultados hallados en Eviews 9 (2019).

Debajo de los coeficientes y entre paréntesis sus errores estándar. El método de selección del modelo ideal, entre el total de modelos evaluados, fue el criterio de información Akaike (AIC). * Coeficiente significativo al 5%; ** coeficiente significativo al 10%; ^{ns} no significativo; todos los demás son significativos al 1%. ^a La variable *dummy* en los regresores fijos toma el valor de 1 para el subperíodo 2008:3-2009:1 y cero para el resto de trimestres, y recoge en cierta forma los efectos de la crisis financiera global sobre la economía ecuatoriana en dicho lapso. $\Delta U = dU$ Indica cambio o primera diferencia entre períodos en la tasa de desempleo, y como indicadores de la tasa de desempleo de la economía se emplearon: en la primera regresión, la tasa de desempleo nacional urbano *ur*; en la segunda regresión, la tasa de desempleo promedio en las cinco principales ciudades del Ecuador *ur_pc*; mientras que en la tercera regresión se utilizó la tasa de desempleo nacional urbano desestacionalizada *ur_sa*. En relación al producto real, la primera y la segunda regresión emplean la primera diferencia entre períodos en el logaritmo del producto real multiplicado por cien por ciento, como aproximación a la tasa de crecimiento, donde el producto real es medido con el PIB real (en miles de US \$, año base 1997). La tercera regresión emplea como medida del producto real el PIB real, pero desestacionalizado. Con respecto a las pruebas de la parte aleatoria del modelo (diagnóstico de los residuos), la Prueba LM de autocorrelación se efectuó con dos rezagos y la Prueba White de heteroscedasticidad con términos cruzados.

Mientras tanto, el efecto de la variable exógena rezagada un período es mucho mayor según la primera regresión, no obstante, en la segunda y tercera regresión es más importante el efecto contemporáneo del crecimiento del producto. De manera que, para analizar econométricamente el desempeño de la tasa de desempleo, las regresiones con mejor ajuste sugieren tomar en cuenta

como determinantes del comportamiento del desempleo en Ecuador a la tasa de crecimiento del producto en el período corriente y con un rezago.

En adición, se ve que el crecimiento del producto en el Ecuador tiene un mayor efecto sobre la tasa de desempleo en las principales cinco ciudades del país en comparación al efecto sobre la tasa de desempleo total. Es probable que esto sea consecuencia de la distribución territorial de la actividad económica en este país, donde las ciudades principales concentran la mayor parte de la actividad económica, mientras que otras regiones se caracterizan por el bajo dinamismo del empleo pues tienen actividades intensivas en capital, como la producción petrolera, o actividades agrícolas de baja productividad y empleo.

La primera regresión explica un 53% del comportamiento de la tasa de desempleo, mientras que en el caso de la tasa de desempleo promedio de las cinco principales ciudades la bondad de ajuste del modelo es de casi 44%, esto es un mediano poder explicativo de los modelos. Los resultados que se recogen en la Tabla III indican que no existen problemas de multicolinealidad entre los regresores en los modelos ARDL empleados.

Tabla 3

Factor de Inflación de la Varianza para multicolinealidad

Variance Inflation Factors				Variance Inflation Factors				Variance Inflation Factors			
Date: 05/25/18 Time: 11:33				Date: 05/25/18 Time: 11:33				Date: 05/25/18 Time: 11:33			
Sample: 2007Q2 2017Q4				Sample: 2007Q2 2017Q4				Sample: 2007Q2 2017Q4			
Included observations: 39				Included observations: 38				Included observations: 41			
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF	Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF	Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
DUR(-1)	0.017891	2.378531	2.362332	D(UR_PC(-1))	0.007600	2.193476	2.036756	DUR_SA(-1)	0.045658	4.090345	4.024339
DUR(-2)	0.012030	5.124711	4.991550	D(UR_PC(-2))	0.017502	1.953459	1.784813	CREC_GDPR_SA	0.004273	2.351473	1.770660
DUR(-3)	0.013138	1.123739	1.072345	D(UR_PC(-3))	0.026375	1.759330	1.401489	CREC_GDPR_SA(-1)	0.007516	4.912567	4.165965
CREC_GDPR	0.007290	7.560447	5.046621	CREC_GDPR	0.028513	4.158956	3.512557	D09	0.056091	3.403177	2.950475
CREC_GDPR(-1)	0.006755	5.220762	2.880882	CREC_GDPR(-1)	0.013244	2.202050	1.874582	C	0.007279	1.827730	NA
D09	0.038764	4.858380	2.656910	D09	0.140683	1.598798	1.304176				
C	0.010470	3.013728	NA	C	0.027414	2.715033	NA				

Fuente: Elaboración de los autores a partir de resultados en Eviews 9 (2019).

Las pruebas de diagnósticos de los residuos indican claramente que en las tres regresiones del modelo de primeras diferencias los residuos tienen una distribución normal, no están autocorrelacionados y son homoscedásticos. Los resultados econométricos apoyan el cumplimiento de la Ley de Okun y su validez para explicar el desempeño de la tasa de desempleo en el Ecuador durante el período estudiado. Las regresiones mediante la metodología ARDL brindan un aceptable poder explicativo de la tasa de crecimiento del producto como determinante a corto plazo de los cambios en la tasa de desempleo en el Ecuador. Aunque se conservan los signos adecuados, en magnitud se revelan unos coeficientes Okun contemporáneos bajos con respecto a los estimados para otras economías.

En el caso del Ecuador, una economía dolarizada oficialmente desde marzo de 2000, las autoridades tienen menos grado de libertad para el manejo de la demanda agregada, por lo tanto, a pesar del cumplimiento de la relación inversa entre tasa de desempleo y crecimiento del producto, a juzgar por la magnitud del efecto parece ser evidente que se imponen otras rigideces en el mercado de trabajo, que no permiten aprovechar aún más el crecimiento económico en términos de creación de trabajo y empleo.

Briones *et al.* (2018) hallan que la elasticidad del producto ante el capital es bastante alta en el Ecuador, lo cual significa que la actividad económica parece ser intensiva en capital, de forma tal que el producto por sí sólo no fomenta un aumento del empleo y, por ende, una disminución de la tasa de desempleo, siendo entonces una condición necesaria, pero no suficiente el aumento en

la actividad económica. Para converger hacia los valores estimados del coeficiente Okun para economías como Estados Unidos evidentemente debe prevalecer un mayor grado de flexibilidad laboral y políticas de estímulo de la productividad a largo plazo.

Relación de largo plazo y relación cointegración

En esta sección se complementa el análisis econométrico uniecuacional con el enfoque de Pesaran y Shin (1999) que, como se dijo antes, parte de una especificación del tipo ARDL, pero con las variables en niveles, conociendo que la tasa de desempleo y el producto real son variables no estacionarias o integradas de primer orden. En otros términos, se hace una regresión del modelo en niveles para comprobar si existe cointegración entre las variables. Para el caso de la relación entre tasa de desempleo respecto al producto real, tomando en cuenta el planteamiento de Okun según la ecuación (6), los resultados son los que se presentan en la Tabla 4.

Tabla 4

Estimación ARDL en niveles

Dependent Variable: UR				
Method: ARDL				
Date: 05/28/18 Time: 21:15				
Sample (adjusted): 2007Q4 2017Q4				
Included observations: 41 after adjustments				
Maximum dependent lags: 5 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (5 lags, automatic): LNGDPR				
Fixed regressors: C				
Number of models evaluated: 30				
Selected Model: ARDL(2, 2)				
Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
UR(-1)	0.322117	0.156923	2.052710	0.0476
UR(-2)	0.337409	0.141584	2.383102	0.0227
LNGDPR	-29.77487	9.209985	-3.232890	0.0027
LNGDPR(-1)	4.712474	16.64157	0.283175	0.7787
LNGDPR(-2)	21.59728	10.63797	2.030207	0.0500
C	59.89555	21.90851	2.733895	0.0098
R-squared	0.833348	Mean dependent var	6.162683	
Adjusted R-squared	0.809541	S.D. dependent var	1.288101	
S.E. of regression	0.562149	Akaike info criterion	1.820358	
Sum squared resid	11.06039	Schwarz criterion	2.071125	
Log likelihood	-31.31734	Hannan-Quinn criter.	1.911674	
F-statistic	35.00371	Durbin-Watson stat	1.827841	
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

Fuente: Estimaciones de los autores a partir de Eviews 9 (2019).

El modelo ARDL seleccionado mediante el criterio de información Akaike (AIC) entre un máximo de cinco rezagos de U y un máximo de cinco rezagos del regresor dinámico $lngdpr$ corresponde a un ARDL(2,2) entre treinta (30) modelos evaluados, con una especificación que incluye una constante, y sin otros regresores fijos. Desde el punto de vista estadístico, todos los coeficientes son significativamente diferentes de cero al menos al 5% con excepción del primer rezago del producto real.

El coeficiente que mide el efecto contemporáneo del producto sobre la tasa de desempleo conserva el signo apropiado. El ajuste en niveles no presenta problemas de autocorrelación ni de heteroscedasticidad, los residuos se distribuyen normalmente y exhibe una alta bondad de ajuste (81%). De nuevo, el análisis econométrico asigna un rol clave a la actividad económica como mecanismo para influir en la tasa de desempleo a corto plazo en el Ecuador. Por su parte, los coeficientes de largo plazo θ_0 y θ_1 estimados a partir de la expresiones (7) se muestran en la Tabla V junto a la representación de cointegración (8) y el modelo de corrección de errores mediante el enfoque ARDL.

Tabla 5
Coefficientes de largo plazo y forma de cointegración

ARDL Cointegrating And Long Run Form				
Dependent Variable: UR				
Selected Model: ARDL(2, 2)				
Date: 05/28/18 Time: 21:58				
Sample: 2007Q2 2017Q4				
Included observations: 41				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UR(-1))	-0.337409	0.141584	-2.383102	0.0227
D(LNGDPR)	-29.77487...	9.209985	-3.232890	0.0027
D(LNGDPR(-1))	-21.59727...	10.637968	-2.030207	0.0500
CointEq(-1)	-0.340474	0.111040	-3.066227	0.0042
Cointeq = UR - (-10.1773*LNGDPR + 175.9181)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNGDPR	-10.17734...	2.496089	-4.077314	0.0002
C	175.91807...	41.478033	4.241235	0.0002

Fuente: Estimaciones de los autores a partir de Eviews 9 (2019).

El coeficiente Okun de largo plazo que recoge el efecto del producto sobre la tasa de desempleo presenta el signo correcto según la teoría y es significativo al 1%. El modelo apunta un efecto a corto plazo bastante cercano a los estimados antes, revelando que por cada 1% de crecimiento del producto, la tasa de desempleo se reduciría en casi 0,3 puntos porcentuales. Estadísticamente este coeficiente es significativo al 1%, por lo tanto, y de nuevo, se demuestra que el crecimiento del producto entre períodos ayuda a explicar el comportamiento del desempleo en el período.

Asimismo, la tasa de crecimiento del producto rezagada un período tiene un efecto inverso en la tasa de desempleo, pero menor en comparación al efecto contemporáneo. Los coeficientes Okun indican que si en un período típico el producto real en el Ecuador crece 1% entonces la tasa de desempleo disminuiría casi 0,30 puntos porcentuales en el mismo período y 0,22 puntos porcentuales el período siguiente.

El coeficiente que acompaña a la ecuación de cointegración a largo plazo es significativamente diferente de cero al 1%, con el signo negativo pertinente e indica que la variable dependiente se mueve en el tiempo hacia su nivel de equilibrio de largo plazo (Ibarra, 2011). Cualquier desequilibrio en la relación a largo plazo entre tasa de desempleo y producto real es rápidamente corregido en el siguiente período. Finalmente, la Tabla VI muestra los resultados del test de Bounds.

Tabla 6

Prueba de límites ARDL

ARDL Bounds Test		
Date: 05/30/18 Time: 07:44		
Sample: 2007Q4 2017Q4		
Included observations: 41		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	4.853346	1
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Fuente: Estimaciones de los autores a partir de Eviews 9 (2019).

La hipótesis nula de que no existe una relación de cointegración a largo plazo es rechazada si en términos absolutos el valor del estadístico F se ubica por encima del valor crítico del límite superior correspondiente a $I(1)$. Los valores tabulados para el caso de una variable explicativa en la prueba con intercepto sin restricciones y sin tendencia (Pesaran *et al.*, 2001) indica que el límite superior para $I(1)$ al 10% es 4,78, mientras que el valor del estadístico F es 4,85, resultado que sugiere el rechazo de la hipótesis de no cointegración al 10%. En consecuencia, se puede decir que hay una relación a largo plazo entre las variables mencionadas en el período. La ecuación $ur = -10,177 * lngdpr + 175,918$ es aceptada como una de cointegración según la prueba F de límites al 10%.

V. CONCLUSIONES

El desempleo es importante como variable económica porque es un indicador de la utilización agregada de recursos y un componente central del debate político. Entre 2007 y 2017 la tasa de desempleo en el Ecuador ha mostrado en promedio un comportamiento descendente, lo que, por supuesto, es un importante logro macroeconómico, después de décadas condicionadas por importantes desequilibrios macroeconómicos y estructurales que se manifestaron, entre otras cosas, en una alta y persistente tasa de desempleo con el consecuente agravamiento del conflicto social y distributivo en el país.

En tal sentido, recientemente la tasa de desempleo ha registrado un valor bajo y estable, con elevaciones puntuales en períodos donde la economía ecuatoriana ha estado expuesta a choques exógenos como la crisis financiera mundial a finales del primer decenio del siglo XXI y la caída en el precio del petróleo, que sigue siendo uno de los principales productos de exportación en el Ecuador y, por ende, canal tradicional a través del cual se transmiten fluctuaciones al mercado interno de bienes y al mercado de trabajo.

El comportamiento de la tasa de desempleo en el Ecuador ha invitado a formular especificaciones para analizar econométricamente el efecto del crecimiento del producto real sobre la tasa de desempleo, siguiendo la teoría que sustenta la Ley de Okun. Las relaciones

propuestas entre tasa de desempleo y producto real, tanto en niveles como en tasas de crecimiento, muestran un buen comportamiento según los modelos planteados, de manera que en los últimos años se puede afirmar que el crecimiento de la producción agregada del país ha jugado un cierto papel en la reducción de la tasa de desempleo, entonces a corto plazo el nivel de producto sigue siendo una variable importante para incidir en el desempeño de la tasa de desempleo, aunque con reservas pues también se revelan coeficientes bajos en magnitud.

En la especificación de la ecuación de primeras diferencias de la Ley de Okun con un modelo tipo ARDL se hallaron resultados que confirman un efecto estadísticamente significativo y con el signo adecuado de la tasa de crecimiento del producto entre períodos sobre el cambio en la tasa de desempleo. La especificación de largo plazo confirmó que existe una relación de equilibrio estable entre desempleo y producto, mientras que a corto plazo tanto en el período corriente como con un rezago el crecimiento del producto influye en el cambio en la tasa de desempleo de un trimestre a otro.

De lo anterior queda claro que los esfuerzos de las autoridades deben concentrarse en estimular el producto real a corto plazo sin caer en excesivas fluctuaciones, y además sin menoscabo del uso de políticas a mediano y largo plazo que flexibilicen el mercado de trabajo con el objetivo de que posibles choques en el nivel de producto sean absorbidos por el mercado de trabajo vía precios (salarios) y no cantidades (desempleo). De ese modo, la reducción de la tasa de desempleo en el Ecuador implica un esfuerzo político y de diseño de instituciones en las relaciones laborales entre trabajadores y empresarios para dinamizar el mercado laboral a los retos que se plantea la economía ecuatoriana en términos de productividad agregada. La Ley de Okun sigue siendo por ello una importante herramienta para la conducción de la política económica a corto plazo y sus posibilidades de éxito en términos de ganancias del producto y reducción de la tasa de desempleo, con el acompañamiento de otras medidas que flexibilicen el mercado de trabajo de forma que la condición de equilibrio en el mismo sea con el menor desempleo posible.

REFERENCIAS

- (1) Almonte, L, Carbajal, Y. (2011). Crecimiento económico y desempleo en el Estado de México: una relación estructural. *Revista Brasileira de Gestão Urbana*, 3 (1). Pp. 77-88.
- (2) Apap, W, Gravino, D. (2016). A sectoral approach to Okun's Law. *Applied Economics Letters*, 2016. Pp. 1-6.
- (3) BEN AMOR, M & BEN HASSINE, M. (2017). The relationship between unemployment and economic growth: is Okun's Law valid for the Saudi Arabia case? *Int. J. Economics and Business Research*, 14. Pp. 44-60.
- (4) Blanchard, O. (1989). A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations. *The American Economic Review*, 79 (5). Pp. 1146-1164.
- (5) Blanchard, O; & Johnson, D.R. (2013). *Macroeconomics*. Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey, 6th. Edition.
- (6) Briceño, M; Dávila, G; & Rojas, M. (2016). Estimación de la Ley de Okun: evidencia empírica para Ecuador, América Latina y el Mundo. *Revista Económica*, 1 (Nov. 2016). Pp. 33-43.
- (7) Briones, X; Molero, L; & Calderón, O. (2018). La función de producción Cobb-Douglas en el Ecuador. *Tendencias*, 19 (2). Pp. 45-73.
- (8) Dao, M; & Loungani, P. (2010). The human cost of recessions: Assessing it and reducing it. Documento de antecedentes preparado para la conferencia conjunta del FMI y la OIT "Challenges of Growth, Employment, and Social Cohesion", en septiembre (Oslo).
- (9) Elsby, M; Hobijn, B; & Şahin, A. (2013). Unemployment dynamics in the OECD. *The Review of Economics and Statistics*, 95 (2). Pp. 530-548.
- (10) García, J. (2003). Una aplicación de la Ley de Okun para la República Dominicana. *Economía*, 7 (4). Pp. 2-7.
- (11) Greene, W. (2012). *Econometric Analysis*. Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey, 7th. Edition.
- (12) Hsing, Y. (1991). Unemployment and the GNP gap: Okun's law revisited. *Eastern Economic Journal*, 27. Pp. 409-416.
- (13) Huang, H; & Yeh, C. (2013). Okun's Law in panels of countries and states. *Applied Economics*, 45. Pp. 191-199.
- (14) Ibarra, C. (2011). México: la maquila, el desajuste monetario y el crecimiento impulsado por las exportaciones. *Revista Cepal*, 104 (agosto 2011). Pp. 199-215.
- (15) Ihensekhien, A. & Aisien, L. (2018). Unemployment and output growth: Evidence from upper-middle-income countries in Sub-Saharan Africa. *American Economic & Social Review*, 3(1). Pp. 32-43.
- (16) Ismihan, M. (2016). A useful framework for linking labor and goods markets: Okun's law and its stability revisited. *Review of Keynesian Economics*, 4 (2). Pp. 175-192.
- (17) Johnston, J; & Dinardo, J. (1997). *Econometric Methods*. McGraw-Hill, 4th. Edition.

- (18) Kreishan, F. (2011). Economic growth and unemployment: an empirical analysis. *Journal of Social Sciences*, 7 (2). Pp. 228-231.
- (19) Liu, X; Lam, R; Schipke, A; & Shen, G. (2018). A generalized Okun's Law: Uncovering the myth of China's labor market resilience. *Review Development Economic*, 2018. Pp. 1–22.
- (20) Loría, E; Libreros, C; & Salasti, E. (2012). Crisis de paro en España: Una aplicación de la Ley de Okun, 1995.1-2012.2. *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social*, 42 (2). Pp. 135-152.
- (21) Margarido, M. (2018). Elasticidade PIB e desemprego no estado de São Paulo: uma aplicação do modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). *Teoria e Evidência Econômica*, 24 (50). Pp. 113-140.
- (22) Marth, S. (2015). How strong is the correlation between unemployment and growth really? The persistence of Okun's Law and how to weaken it. *WWWforEurope*, Policy Paper No. 23.
- (23) Melo Gois, R; & Jorge, M. (2017). Investigating the Okun's law in Brazil and three of its Metropolitan Areas. *Revista de Economia Mackenzie*, 14 (1). Pp. 24-58.
- (24) Mingorance, A.; Calvo, A; & Barruso, B. (2017). Efectos de las variables macroeconómicas e institucionales en el desempleo: Análisis para Europa (1985-2011). *Semestre Económico*, 20 (42). Pp. 17-46.
- (25) Moosa, I. (1999). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: A structural time series approach. *Internacional Review of Economics and Finance*, 8. Pp. 293-304.
- (26) Okun, A. (1962). Potential GNP: its measurement and significance. Reprinted from the 1962 proceeding of the Business and Economic Statistic Section of the American Statistical Association, Cowles Foundation paper 190. Pp. 1-7.
- (27) Oner, C. (2010). ¿Qué constituye desempleo? *Revista Finanzas y Desarrollo*, septiembre de 2010. Pp. 48-49.
- (28) Pata, U; Yurtkuran, S; & Kalca, A. (2018). A revisited causality analysis of Okun's Law: The case of Turkey. *Theoretical and Applied Economics*, 25 (4). Pp. 117-130.
- (29) Peñaherrera, M. (2011). Desempleo y crecimiento económico: Un nuevo enfoque para la estimación econométrica de la Ley de Okun para la economía ecuatoriana en el período 1972-2008. Universidad Técnica Particular de Loja. Tesis de grado para optar el título de Economista. Pp. 1-84
- (30) Pereira Da Silva, T. (2018). Addressing the youth unemployment challenge: international lessons learned that can be useful for Morocco. *OCP Policy Center*, Policy Paper 18/05, April 2018.
- (31) Pesaran, M; & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En Strom, S. (ed.): *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press.
- (32) Pesaran, M; Shin, Y; & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16. Pp. 289–326.
- (33) Porras, M; & Martín-Román, Á. (2017). Self-employment and Okun's Law relationship: the Spanish case. *Munich Personal RePEc Archive*, MPRA Paper No. 83292, November 2017.
- (34) Rodríguez, A. (2017). El crecimiento de la producción y su incidencia en la tasa de desempleo: una aplicación de la ley de Okun para el Ecuador, 2006.1-2015.4. Universidad Nacional de Loja. Tesis de grado para optar al título de Economista. Pp. 1-123.

- (35) Sadiku, M; Ibraimi, A; & Sadiku, L. (2015). Econometric estimation of the relationship between unemployment rate and economic growth of FYR of Macedonia. *Procedia Economic and Finance*, 19. Pp. 69-81.
- (36) Tartoglu, F. (2011). The long and short run effects between unemployment and economic growth in Europe. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, Vol. 12. Pp. 99-113.
- (37) Weber, C. (1995). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: a new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10. Pp. 433-445.
- (38) Wen, Y; & Chen, M. (2012). Okun's law: A meaningful guide for monetary policy? *Federal Reserve Bank of St. Louis, Economic Synopses*, No. 15, 2012.