



Revista de Ciencias Sociales (Ve)
ISSN: 1315-9518
cclemenz@luz.ve
Universidad del Zulia
Venezuela

Molero Oliva, Leobaldo Enrique
Estimación de la Ley de Okun para la economía venezolana. Período 1999-2009
Revista de Ciencias Sociales (Ve), vol. XVIII, núm. 2, abril-junio, 2012, pp. 311-324
Universidad del Zulia
Maracaibo, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28023310011>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Estimación de la Ley de Okun para la economía venezolana. Período 1999–2009*

Molero Oliva, Leobaldo Enrique**

Resumen

La Ley de Okun es una relación estadística que plantea una correspondencia negativa entre cambios en la tasa de desempleo y cambios porcentuales en el producto real. En los últimos años el producto interno bruto real de Venezuela ha experimentado variaciones significativas, a la par que los datos revelan una disminución progresiva en la tasa de desempleo. Bajo este contexto se plantea el objetivo de este trabajo, estimar la Ley de Okun para la economía venezolana durante el período 1999-2009, con datos trimestrales, y en base a la evidencia empírica disponible. Este artículo plantea varias ecuaciones lineales para estimar los parámetros que relacionan los cambios en la tasa de desempleo ante cambios porcentuales en el producto, siguiendo la propuesta original de Arthur Okun. Las ecuaciones son estimadas por medio del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Se encuentra evidencia, para el período de estudio, de una relación inversa entre ambas variables tal como lo plantea la teoría, más no obstante los coeficientes encontrados son bajos, lo que podría sugerir que la dinámica del desempleo en Venezuela se encuentra condicionada por factores adicionales a las fluctuaciones del producto.

Palabras clave: Ley de Okun, tasa de desempleo, producto, mínimos cuadrados ordinarios, fluctuaciones.

Estimation of Okun's Law for the Venezuelan Economy, 1999-2009

Abstract

Okun's Law is a statistical relation that proposes a negative correspondence between changes in the unemployment rate and percentage changes in the real output. In recent years, the real gross domestic product of Venezuela has experienced significant variations at the same time that the data reveals a progressive decrease in the rate of unemployment. The aim of this work is to estimate Okun's Law for the Venezuelan economy during the period 1999-2009, using quarterly information and based on the available empirical evidence. This article proposes several linear equations for estimating the parameters that relate changes in the unemployment rate to percentage changes in product, following Okun's original proposal. The equations are estimated using the Ordinary Least Squares (OLS) method. For this period of study, evidence of an inverse relation between both variables is found, as the theory states; nevertheless, the coefficients are low, which could suggest that the dynamic of unemployment in Venezuela is determined by factors additional to output fluctuations.

Key words: Okun's law, unemployment rate, output, Ordinary Least Squares, fluctuations.

* Este trabajo se benefició de la colaboración del Econ. Bladimir Pozo.

** Economista (LUZ). Candidato a Magíster en Economía, mención Macroeconomía y Política Económica de LUZ Maracaibo, Venezuela. E-mail: lmolero@correo.ugm.ve

Introducción

El tema de la medición de la relación entre el crecimiento del producto y el comportamiento del empleo (y en seguida del desempleo) puede ser considerado cómo uno de los temas tradicionales en el análisis económico (Perugini, 2008). La Ley de Okun, derivada del planteamiento expuesto en “*Potential GNP: its measurement and significance*” (Okun, 1962), ha brindado el soporte para efectuar tal medición. Esta relación postula la existencia de un co-movimiento inverso entre los cambios en la tasa de desempleo y los cambios en el producto real (Villaverde y Maza, 2009). De hecho, se ha expuesto que la Ley de Okun ha sido relativamente constante para explicar la relación entre la tasa de desempleo y el producto real durante décadas (Adanu, 2002). En la actualidad, las discrepancias giran más en torno a la magnitud cuantitativa real de esta relación, existiendo un mayor consenso en lo que respecta a la validez empírica de esta ley (Crespo, 2003).

Por otra parte, la Ley de Okun ha brindado una herramienta de política para evaluar los costos del desempleo. En ese sentido, se ha afirmado que “tradicionalmente, los costos del desempleo han sido pensado en términos del producto y la renta nacional directamente renunciada. La más notable de estas aproximaciones es la Ley de Okun” (Douglas y Wall, 2000:1). Así mismo, la Ley de Okun permite generar una aproximación tanto al nivel de producto potencial como a la tasa de desempleo de equilibrio de una economía, aspectos de suma importancia, por cuanto puede brindar una herramienta para el diseño y la formulación de políticas económicas tendientes a lograr que el empleo no sea tan volátil, y por tanto sus fluctuaciones se acerquen lo más posible al nivel considerado de pleno empleo.

De lo anterior, incluso, se deriva información relativa al momento a partir del cuál la gestión de la política monetaria y fiscal agota su eficacia para influir sobre las variables reales, como el producto y el empleo.

En Venezuela, los aspectos relacionados con el crecimiento del producto y el mantenimiento de bajas tasas de desempleo representan un tema de continuo debate a nivel profesional, académico, institucional, y sobre todo dentro del marco de la instrumentación de la política económica. La consecución de un crecimiento económico estable y sostenido en el tiempo, así como el mantenimiento de niveles de empleo aceptables son objetivos fundamentales de toda política económica, y a su vez requisitos indispensables para lograr una mejora en el bienestar socioeconómico de la población, disminuir la pobreza y fomentar el desarrollo armónico de la economía. De ahí el interés por parte del legislador en plasmar tales objetivos como mandato más preciso, por ejemplo, en la Constitución Nacional de 1999, donde se exponen ambos objetivos en el Artículo 299. La cuantificación de los indicadores que miden el crecimiento económico y el desempleo, a lo largo del tiempo, brindan el soporte para evaluar si ambos objetivos se están alcanzando o no. Pero también, en base a la teoría económica y al tratamiento cuantitativo, las series temporales de los indicadores en cuestión para el caso de Venezuela, la tasa de variación del producto y la tasa de desempleo, pueden expresar alguna relación contenida entre ellas, como por ejemplo la relación de Okun.

El propósito principal de este artículo es estimar la Ley de Okun para la economía de Venezuela en el período 1999–2009, con datos de frecuencia trimestral, siguiendo el método de las primeras diferencias planteado por Okun (1962). El presente trabajo pretende

brindar una estimación sencilla para el caso venezolano en un período de tiempo de corto plazo. Los estudios que se encuentran disponibles dan cuenta de valores bajos para el caso de la economía de Venezuela¹.

Esta investigación es de tipo descriptivo-correlacional. La muestra de datos abarca el período 1999-2009, con frecuencia trimestral. La variable de desempleo es la tasa de desempleo trimestral tomada de la información dispuesta por Instituto Nacional de Estadística (en adelante INE). La variable producto es el producto interno bruto real trimestral expresado en miles de bolívares a precios constantes de 1997 proveniente de Banco Central de Venezuela (en adelante BCV).

1. Algunos hechos estilizados de la economía venezolana

Este punto describe algunos hechos puntuales presentados por la economía venezolana durante el lapso en estudio, en concreto acerca del comportamiento seguido por el producto real (PIB real), la tasa de variación trimestral de avance del PIB y la tasa de desempleo. La tasa de variación trimestral de avance se refiere al cambio porcentual del producto entre un trimestre y el trimestre inmediatamente anterior. El Cuadro I resume algunas cifras referentes a las variables en cuestión.

La información estadística reportada en el Cuadro I muestra algunas evidencias importantes acerca del desempeño de la economía venezolana en lo que respecta a las variables en estudio. En primera instancia, se tiene las cifras en niveles del PIB real y su tasa de variación entre trimestres, como medida de los cambios del producto a corto plazo. En líneas generales, el lapso 1999-2009 ha presentado variaciones trimestrales del PIB real que han oscilado entre un mínimo de -28%, correspondiente a la variación del primer trimestre de 2003 con respecto al último trimestre de 2002, y un máximo de 23,3% en el segundo trimestre de 2003 con respecto al primer trimestre del mismo año. Los datos disponibles de 1999-2009 indican que la variación del producto trimestral no ha correspondido con la que se esperaría dentro de una senda estable, donde se minimicen las fluctuaciones cíclicas de corto plazo en el producto agregado. En ese sentido, según la desviación típica existe evidencia de que la tasa de variación del PIB ha presentado un desempeño un tanto volátil. Mientras, durante el lapso considerado, el promedio de la tasa de variación del PIB fue de 1,0%, la desviación típica se ubicó en la vecindad de 9,2%.

Cuadro I. PIB real, variación del PIB real y tasa % de desempleo
Período 1999:1-2009:4

	PIB real*	Variación % del PIB real	Tasa (%) de desempleo
Mínimo	7.113.908	-28,0	6,3
Promedio	11.507.321	1,0	12,5
Máximo	15.838.038	23,3	19,7
Desv. Estándar	2.033.097	9,23	3,63

* Miles de Bs. a precios de 1997 expresados a la escala vigente al partir del 1º de enero de 2008.

** Variaciones trimestrales de avance obtenidas mediante el cambio en el logaritmo del PIB trimestral.

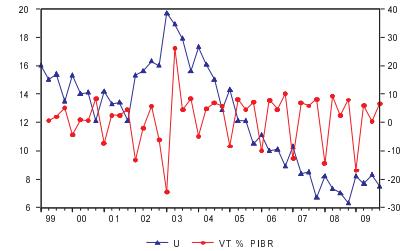
Fuentes: INE (2010), BCV (2010), Cálculos Propios (2010).

Por su parte, la tasa de desempleo ha fluctuado entre un mínimo de 6,3% correspondiente a la tasa observada en el cuarto trimestre de 2008, y un máximo de 19,7% correspondiente a la tasa de desocupación del primer trimestre de 2003. La tasa de desempleo mínima durante el período muestral representó la menor tasa observada desde 1994. Una consideración puntual merece el desenvolvimiento de la tasa de desempleo trimestral durante los años 2002, 2003 y parte del 2004. En ese sentido, un breve análisis del subperiodo muestral comprendido entre el primer trimestre de 2002 y el tercer trimestre de 2004 permite observar que los valores puntuales exceden el 15% y que en promedio la tasa de desempleo se situó en torno al 16,7% de la población activa en dicho lapso. Esto resulta relevante, por cuanto puede brindar indicios de algún cambio estructural de importancia en la serie de desempleo, como respuesta a factores más allá de las fluctuaciones del producto.

El Gráfico 1 ilustra el comportamiento de la tasa de desempleo trimestral en el eje izquierdo de las ordenadas y la tasa de variación trimestral del PIB real en el eje derecho, durante el lapso que abarca este estudio. Se puede evidenciar en el gráfico cómo para el período muestral completo la tasa de desempleo exhibe una tendencia en promedio descendente, aproximadamente a partir del último trimestre de 2004. También puede observarse el desempeño volátil del producto real entre un trimestre y el anterior.

2. Planteamiento de Okun

Arthur Okun (1962) en el artículo seminal intitulado “*Potential GNP: its measurement and significance*”, desarrolla tres especificaciones para medir la relación entre crecimiento y desempleo². La cuestión que



Fuente: INE (2010), BCV (2010), Cálculos Propios (2010).

Gráfico 1. Tasa % de desempleo y variación % trimestral del PIB real Período 1999-2009

subyace detrás del planteamiento de Okun es dar cuenta del costo en que se incurre tras la desocupación de factores productivos, sobre todo la mano de obra. El costo quedaría representado por la perdida en niveles de producción efectiva. En concreto, Okun enfatizó en el efecto pernicioso que sobre el producto potencial futuro puede generar la perdida de producto potencial presente (Okun, 1962). Dirigiendo la atención hacia los aspectos técnicos del planteamiento de Okun, en este punto se describe, sin entrar en un tratamiento sofisticado, cada una de las especificaciones originales. El planteamiento de Okun se resume en un conjunto de ecuaciones, independientes entre ellas:

$$Y = \beta_0 - \beta_1 X \quad (1)$$

$$U = a + b(\text{gap}) \quad (2)$$

$$\text{Log } N_i = \log (N_i / P_i) + a \log A_i - (ar) t \quad (3)$$

La ecuación (1), llamada de primeras diferencias, es la formas más sencilla planteada por Arthur Okun. La ecuación presenta la variación en la tasa de desempleo (Y) como promedio de las variaciones porcentuales del

producto real (X), siendo β_1 el parámetro que mide la magnitud del cambio en (Y) y β_0 el intercepto. Dado un nivel de tecnología, los cambios trimestrales en la tasa de desocupación, en puntos porcentuales, están relacionados con cambios trimestrales en porcentaje del producto real. Los resultados de (1) regresada por Okun fueron: $Y = 0,3 - 0,3X$ ($r=0,79$). En base a ello, Okun concluyó que por cada 1% de crecimiento en el producto de Estados Unidos el desempleo disminuiría en un tercio de punto porcentual, y por el contrario un punto de aumento en la tasa de desempleo está asociado con un perdida de 3,3% en el producto, de acuerdo al inverso del coeficiente β_1 estimado.

Por su parte, según la ecuación (2), denominada relación de brechas, los cambios en la tasa de desempleo (U) dependen de la relación porcentual entre el producto potencial y el producto efectivo u observado, lo que es el gap o brecha del producto, $gap = (PIBp - PIBr)/PIBp$, donde $PIBp$ es el producto potencial y $PIBr$ es el producto efectivo, a es la constante, que puede ser tomada como proxy de la tasa natural de desempleo cuando $gap = 0$ ($PIBp = PIBr$), b es el parámetro que mide el impacto de los cambios en la brecha sobre los cambios en (U). El resultado bajo este método fue el siguiente $U = 3,72 + 0,36(gap)$, donde el valor del parámetro a (3,72) representa, bajo el caso $b = 0$, una proxy de la tasa natural de desempleo de Estados Unidos para el período abarcado por Okun. En cuanto al valor del parámetro que acompaña el gap del producto, esto es 0,36, indica la disminución (aumento) que experimentará la tasa de desempleo, por debajo (encima) de la tasa natural, cuando la brecha del producto es negativa (positiva), lo cuál es indicativo a su vez de que el producto efectivo tuvo una tasa de crecimiento mayor

(menor) a la tasa de crecimiento del producto potencial o tasa normal³. Finalmente el método de ajuste de tendencia y elasticidad, propuesto en (3), relaciona el logaritmo natural de la tasa de empleo con la tendencia temporal y el logaritmo del producto real o efectivo.

3. Aspectos metodológicos

En este trabajo se estiman varios modelos uniecuacionales que relacionan los cambios puntuales en la tasa de desempleo (U) y la tasa de variación porcentual del producto interno bruto real ($PIBr$). Es decir, en este trabajo se aborda la estimación del coeficiente de Okun según el método de primeras diferencias. Las series de tiempo utilizadas se toman de dos fuentes. Los datos de la tasa de desempleo para el período de estudio provienen de las cifras obtenidas y publicadas por INE mediante la Encuesta de Hogares por Muestreo (Indicadores de la Fuerza de Trabajo), y la serie trimestral del producto interno bruto real resulta de las estimaciones efectuadas y publicadas por el BCV⁴, año base 1997=100.

3.1. Estacionariedad de las series

Debido a que en esta investigación se desarrollan algunos modelos con series de tiempo es necesario conocer previamente si el proceso estocástico subyacente a cada una de las series, tasa de desempleo y producto real, es invariable o no con respecto al tiempo (Pindick y Rubinfeld, 2001). Esto significa evaluar si las series son estacionarias o no estacionarias⁵, es decir si las series presentan raíces unitarias. La inclusión de series que son no estacionarias en los modelos económicos pueden conducir a resultados falsos o espurios. En otros términos, la aplicación de regresio-

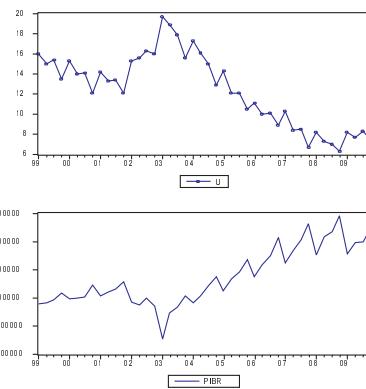
nes bajo mínimos cuadrados sobre variables no estacionarias, resultaría en estimaciones de parámetros falsos acerca de las relaciones entre las variables (Mahadeva y Robinson, 2009). Para estudiar la estacionaridad se analizaron los gráficos de las series en niveles (Gráfico 2) y se aplicaron los test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y de Phillips-Perron (PP)⁶, cuyos resultados se aprecian en el Cuadro II. En el Gráfico 2 se evidencia que las series U y PIBr exhiben un comportamiento tendencial. Esta valoración fue corroborada mediante los resultados en ADF y en PP. Para las series en niveles y en logaritmos, los valores calculados en todos los casos entraron dentro de la región de H_0 (valores calculados < valor crítico de Mackinnon, en términos absolutos), lo cuál sugiere, según los test, que las series son no estacionarias en niveles y en logaritmos. Bajo este caso, se procedió a diferenciar las series el número de veces necesarias para su transformación en series estacionaria. En base a los valores resultantes existe evidencia de que U, lnU, PIBr y lnPIBr resultaron integradas de orden 1, (1).

3.2. Especificación del modelo

El modelo planteado de principio, modelo (A), sigue el método de primeras diferencias propuesto por Okun. A partir de la estimación resultante, se proseguirá con otras regresiones a fin de incluir variables que permitan mejorar el modelo estimado (A). En consecuencia, el modelo (A) a estimar es:

$$\Delta U_t = \beta_1 + \beta_2 * \Delta \ln PIBr_t + \varepsilon_t \quad (A)$$

Donde, Δ es el operador diferencias en una variable (también d), ΔU es igual a los cambios en la tasa de desempleo en el período



Fuente: INE (2010), BCV (2010) y elaboración propia (2010).

**Gráfico 2. Niveles de las variables
 Período 1999:1-2009:4**

t ($U_t - U_{t-1}$), $\Delta \ln PIBr$ representa la variable exógena tasa de variación trimestral de avance del Producto Interno Bruto real ($\Delta \ln PIBr = \ln [PIBr/PIBr_{t-1}]$)⁷, β_1 es el intercepto, β_2 representa el parámetro de regresión y ε es el término de error. El subíndice t denota el tiempo. El modelo (A) plantea que los cambios trimestrales en la tasa de desempleo son explicados por la tasa de variación trimestral en el PIBr. A priori, se espera que $\beta_2 < 0$, de acuerdo a la teoría y al planteamiento original de Okun. La regresión se efectuó bajo la metodología de Mínimo Cuadrados Ordinarios (MCO), con apoyo del programa Eviews en su versión 3.1.

4. Resultados de las regresiones

Los resultados del modelo (A) estimado se exponen en el Cuadro III. En efecto, el coeficiente R^2 , que mide la bondad de ajuste

Cuadro II. Pruebas de Raíces Unitarias

Contraste	Dickey-Fuller Aumentado (DFA)		Phillips-Perron (PP)	
	Variable	Estadístico	Valor crítico (5%)	Estadístico
U	-1,382837	-3,520787	-1,863212	-3,518090
d(U)	-4,191261	-3,523623	-9,976726	-3,520787
d(lnU)	-4,300519	-3,523623	-11,01901	-3,520787
PIBr	-2,289019	-3,520787	-3,007505	-3,518090
d(PIBr)	-6,415470	-3,523623	-11,84547	-3,520787
d(lnPIBr)	6,404263	-3,523623	-10,69169	-3,520787

Donde: U= tasa de desempleo, dU= 1era diferencia de U, dlnU= 1era diferencia de lnU, PIBr= Producto Interno Bruto real, dPIBr= 1era diferencia del PIBr, dlnPIBr= 1era diferencia de lnPIBr. El test de ADF se aplicó con los términos constante y tendencia junto a un (1) rezago de diferencia. En el contraste de Phillips-Perron se truncó el Bartlett kernel al tercer rezago.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

Cuadro III. Modelo (A): Variable dependiente ΔU

Mínimos Cuadrados Ordinarios

Muestra: 1999:2-2009:4

Observaciones: 43

Variable	Coeficiente	Std. Error	Estadístico t	Probabilidad
Constante	-0,066576	0,081320	-0,818686	0,4177
$\Delta \ln \text{PIBr}$	-0,128413	0,017350	-7,401403	0,0000
R^2	0,654856	Mean dependent var		-0,197674
R^2 Ajustado	0,646438	S.D. dependent var		1,464905
S.E. of regression	0,871048	Criterio de Akaike		2,607157
Sum squared resid	31,10774	Criterio de Schwarz		2,689073
Log likelihood	-54,05387	F-statistic		77,79103
D.W.	2,867621	Prob(F-statistic)		0,000000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

del modelo, es aceptable, tomando en consideración que la regresión contiene una variable explicativa. Esto sugiere que los cambios trimestrales en la tasa de desempleo (ΔU), durante el período analizado, han sido explicados en un 65,5% por $\Delta \ln \text{PIBr}$. El parámetro β_2 es significativo individualmente al 1%, arrojando el signo esperado a priori. Con ello, se espera que por cada incremento de un punto

porcentual en el PIBr la tasa de desempleo disminuya, en promedio, -0,128 puntos. Esta evidencia sugiere que para que ocurra una disminución en 1,28 puntos en la tasa de desempleo la tasa de crecimiento del producto debe ubicarse en alrededor de un 10%, de un período a otro. Este valor resulta cercano al estimado en otros trabajos para Venezuela (Córdova, 2001:136).

En cuanto a los supuestos del modelo de regresión lineal clásico, en concreto el supuesto de los errores no autocorrelacionados, se efectuaron varias pruebas para la detección de la correlación serial. En primer lugar, se aplicó una de las pruebas más extendida, cómo lo es la prueba *d* de Durbin-Watson (Pindick y Rubinfeld, 2001). La hipótesis testeada es la hipótesis nula (H_0) de que no está presente la correlación en los residuos de la regresión ($\rho = 0$). Los resultados en esta prueba permiten rechazar H_0 . Por tanto, existe correlación serial. Esta apreciación fue confirmada mediante los resultados de las probabilidades (todas $< 0,05$) asociadas a los correlogramas de la función de autocorrelación parcial y simple, aplicada la prueba con 20 rezagos. Dado que la violación de este supuesto implica algunas consecuencias, cómo por ejemplo, la perdida de eficiencia de los estimadores de regresión (Pindick y Rubinfeld, 2001), se abordó la corrección del problema en cuestión. En concreto, se incluyó en el modelo (A) un proceso autorregresivo de primer orden AR(1) (Pindick y Rubinfeld, 2001), y a la variable endógena rezagada cómo variable explicativa en el modelo. Se efectuaron dos regresiones adicionales, igualmente bajo MCO. Una de las regresiones incluyó el término AR (1) y la otra tomó en cuenta la variable endógena rezagada un período ($_{t-1}$) cómo variable explicativa en el modelo. El problema de la correlación serial persiste en ambas regresiones. Una tercera modificación a la ecuación (A) incluyó la variable endógena pero esta vez rezagada 4 períodos ($_{t-4}$). La ecuación (A) se replanteó cómo:

$$\Delta U_t = \beta_1 + \beta_2 * \Delta \ln PIBr_t + \beta_3 * \Delta U_{t-4} + \varepsilon_t \quad (A')$$

Los resultados de esta regresión se exponen en el Cuadro IV. Según lo reportado, el

parámetro β_2 ha variado (-0,07) con respecto a la estimación previa. Los coeficientes β_2 y β_3 son significativos al 1%. El coeficiente de determinación R^2 se incrementa (0,813). De ahí, existen indicios de que, para el período de estudio, 80,3% de los cambios en la variable regresada, en promedio, son explicados por $\Delta \ln PIBr$ y por ΔU_{t-4} .

Se aplicó la Prueba LM de correlación serial considerando de 1 a 10 períodos de rezago, y todos los resultados arrojaron indicios de ausencia de correlación serial. El Cuadro V muestra la prueba con cuatro trimestres de rezago. La probabilidad del estadístico *f* es mayor a 0,05 (5% de significancia), por tanto el test LM es concluyente de que no se rechaza H_0 de no autocorrelación. El correlograma de los residuos al cuadrado también se empleó, resultando todas las probabilidades mayores a 0,05. Para detección de heterocedasticidad, sobre la regresión estimada (A') se aplicó la prueba de White, cuyos resultados (Cuadro VI) dieron cuenta de ausencia de heterocedasticidad en el modelo, dado que no se rechazó la H_0 de homocedasticidad, al 5% de significación.

La ecuación (A') estimada queda cómo sigue:

$$\begin{aligned} \Delta U_t = & 0,000374 - 0,070905 \Delta \ln PIBr_t + \\ & 0,508323 \Delta U_{t-4} \end{aligned} \quad (A')$$

Adicionalmente se formuló un modelo alternativo (B), derivado del modelo (A') estimado, con el objetivo de incluir una variable artificial, y evaluar sus efectos sobre la variable endógena. El modelo reexpresado (B) es:

$$\begin{aligned} \Delta U_t = & \beta_1 + \beta_2 * \Delta \ln PIBr_t + \beta_3 * \Delta U_{t-4} + \\ & \beta_4 * DUMMY1 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (B)$$

La novedad en esta ecuación es evaluar si la inclusión de la variable Dummy1 ayuda a ex-

Cuadro IV. Modelo (A'): Variable dependiente ΔU

Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Muestra: 2000:2-2009:4. Observaciones: 39				
Variable	Coeficiente	Std. Error	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0,000374	0,127090	0,002942	0,9977
$\Delta \ln PIBr$	-0,070905	0,012436	-5,701709	0,0000
$\Delta U(-4)$	0,508323	0,095139	5,342957	0,0000
R^2	0,813516	Mean dependent var		-0,200000
R^2 Ajustado	0,803155	S.D. dependent var		1,471126
S.E. of regression	0,652697	Criterio de Akaike		2,058395
Sum squared resid	15,33647	Criterio de Schwarz		2,186362
Log likelihood	-37,13871	F-statistic		78,52286
D.W.	1,796174	Prob(F-statistic)		0,000000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

Cuadro V. Prueba LM de correlación serial con 4 rezagos

Test LM Breusch-Godfrey para correlación serial

F-statistic = 0,477097 Probability = 0,7522

Obs*R-squared = 2,194948 Probability = 0,7000

Fuente: Elaboración propia en base al Eviews 3.1 (2010).

Cuadro VI. Prueba de Heterocedasticidad de White

Test White (Heterocedasticidad)

F-statistic = 1,030439 Prob. F(5,33) = 0,4160

Fuente: Elaboración propia en base al Eviews 3.1 (2010).

ricular los cambios en la tasa de desempleo, sobre todo en períodos donde pueda existir quiebre estructural, tomando en consideración la existencia de valores atípicos en la serie del desempleo en los años 2002, 2003 y 2004, debido a las perturbaciones políticas acontecidas durante 2002 y principios de 2003. Antes de incluir la variable Dummy1 y efectuar la regresión, se analizó la estabilidad estructural

del modelo por medio del test de Chow. Si el modelo no es estable, según este test, entonces se puede justificar la inclusión de la variable dicotómica. Se examinaron los períodos considerados como puntos de ruptura o quiebres en la serie a través de las pruebas One-Step Forecast y Residual Plot. El Cuadro VII muestra los períodos donde se presume pudo haber ocurrido un cambio estructural. Se resalta que ambas pruebas arrojan igualmente los períodos 2002: 3, 2003: 3 y 2003: 4.

Para evaluar la estabilidad estructural del modelo (A') se tomó el período 2003: 3, considerando que este período representa un punto promedio aproximado de la longitud de la serie y, además, resultó uno de los puntos que más se aleja del intervalo en la Residual Plot. El Cuadro VIII presenta los resultados del test de Chow. Cómo la probabilidad asociada a los estadísticos f y Log likelihood es menor a 0,05 se rechaza H_0 de que el modelo es estable. La evidencia es clara en cuanto existe cambio de estructura en el período testeado. Esto brinda sustento a la inclusión de la variable Dummy1 para recoger los efectos del paro petrolero en (B)

Cuadro VII. Períodos candidatos

Período	One-Step Forecast	Residual Plot
2002:1		**
2002:3	*	**
2003:2		**
2003:3	*	**
2003:4	*	**
2005:2		**

Nota: * indica resultado en One-Step Forecast y ** en Residual Plot.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

Cuadro VIII. Test de Chow de quiebre estructural sobre el Modelo (A')

Chow Breakpoint Test: 2003:3

F-statistic = 3,371265 Probability = 0,0299

Log likelihood ratio = 10,42608 Probability = 0,0153

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

donde $D = 1$ para 2003:3 y $D = 0$ para todos los demás trimestres. Sin embargo, cabe una consideración al respecto. Si en realidad el cambio ha ocurrido, el coeficiente que acompaña a la variable Dummy debe ser significativo.

De nuevo la estimación del modelo (B) se efectuó bajo MCO. Los resultados de esta regresión son los siguientes (Cuadro IX).

El coeficiente de determinación, expresado en R^2 , no varió considerablemente como cabría esperarse al introducir una tercera variable regresora. El mismo sugiere que, en promedio para el período muestral, cerca del 82,7% de los cambios ocurridos entre períodos en la tasa de desempleo (U) son explicados por $\Delta \ln \text{PIBr}$, por ΔU rezagada cuatro (4) trimestres y por la presencia de la variable Dummy1 para corregir el cambio estructural del período 2003:3. Los parámetros β_2 y β_3 son estadísticamente diferente de cero (significativos individu-

dualmente aún al 1%). Con lo que respecta a la variable Dummy1, los resultados indican que tiene muy baja significancia. En realidad, Dummy1 es significativa a partir de 12%, y bajo dicho nivel de significancia es que puede aseverarse que efectivamente ocurrió un quiebre estructural en el comportamiento de la tasa de desempleo en el tercer trimestre del año 2003. En forma conjunta el modelo es significativo, de igual manera, al 1%. El signo de β_2 se conserva. Similarmente a (A'), la prueba LM aplicada con 10 períodos de rezago, así como el correlograma, arrojan evidencias para descartar presencia de correlación serial. Por lo que concierne a la heterocedasticidad, sobre el modelo (B) estimado se aplicó la prueba de detección de heterocedasticidad de White. Los resultados arrojados por este test brindaron evidencias de ausencia de heterocedasticidad en el modelo (no se rechazó H_0 de homocedasticidad al 5% de significación). Se aplicó la prueba de normalidad de los residuos, encontrándose indicios de que estos se distribuyen como una normal⁸. Los test ADF y PP arrojaron evidencias de que los residuos en niveles son estacionarios, aunque a diferentes niveles de significancia (Cuadro X).

En base a la evidencia y a la especificación funcional del modelo (B), para el caso de Venezuela durante el período considerado, el coeficiente Okun es de -0,066. De nuevo, esto sugiere que por cada punto porcentual de incremento en el PIB entre un trimestre y el anterior la tasa de desempleo se reducirá en 0,066 puntos. De esto se deriva que es necesario un 10% de variación trimestral en el PIB real para poder reducir, en promedio, la tasa de desempleo 0,66 puntos.

Finalmente, de acuerdo al contraste de Phillips-Oularis (Pérez, 2006) para la cointegración se encontró que los residuos de la estimación del modelo de las series U

Cuadro IX. Modelo (B): Variable dependiente ΔU

Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Muestra: 2000:2-2009:4. Observaciones: 39				
Variable	Coeficiente	Std. Error	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0,032369	0,125856	0,257189	0,7985
$\Delta \ln \text{PIBr}$	-0,066236	0,012172	-5,441663	0,0000
$\Delta U(-4)$	0,541734	0,095848	5,652026	0,0000
DUMMY1	-1,113620	0,208410	-5,343415	0,0000
R^2	0,827561	Mean dependent var		-0,200000
R^2 Ajustado	0,812780	S.D. dependent var		1,471126
S.E. of regression	0,636539	Criterio de Akaike		2,031374
Sum squared resid	14,18139	Criterio de Schwarz		2,201996
Log likelihood	-35,61179	F-statistic		55,99009
D.W.	1,851671	Prob(F-statistic)		0,000000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

Cuadro X. Prueba Raíz Unitaria sobre los residuos Modelo (B)

Contraste	Dickey-Fuller Aumentado (DFA)		Phillips-Perron (PP)	
	Variable	Estadístico	Valor Crítico	Estadístico
Residuos		-3,400076	-3,536601 (5%)	-5,743433
Residuos		-3,400076	-3,200320 (10%)	-4,219126 (1%)

Nota: Según los resultados en ADF los residuos son estacionarios al 10% de significancia.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Eviews 3.1 (2010).

versus $\ln \text{PIBr}$, resultaron estacionarios, lo que es lo mismo son integrados de orden cero, (0). Fue posible aplicar el contraste mencionado debido a que el orden de integrabilidad de las series U y $\ln \text{PIBr}$ coinciden (Cuadro II). En este caso, las series U y $\ln \text{PIBr}$ debieron ser diferenciadas una vez para ser transformadas en series estacionarias. De este modo, U y PIB real en logaritmo son integradas de orden uno (1). Se estimó el modelo U versus $\ln \text{PIBr}$, y sobre los residuos se aplicaron los contrastes tradicionales de raíces unitarias. Los resultados brindan evidencia de que los residuos son estacionarios

en niveles al 1% de significancia de acuerdo a la prueba Phillips-Perron, y al 5% de significancia de acuerdo al test de Dickey-Fuller. Por razones de espacio no se presentan los resultados formales de las pruebas. De este modo la cointegración encontrada entre desempleo y producto real garantiza una relación no espuria y de equilibrio, aun cuando en niveles ambas series son no estacionarias.

5. Conclusiones

La Ley de Okun permite una aproximación cuantitativa a la relación producto-de-

empleo. La estimación del parámetro que asocia las fluctuaciones del producto con las fluctuaciones del desempleo representa una medida útil para conocer hasta qué punto el manejo de la demanda puede influir sobre el producto y de ahí sobre el desempleo, en el caso de una economía en equilibrio con su empleo. La estimación de la Ley de Okun para la economía venezolana puede muy bien ser una aproximación y una referencia para conocer el impacto que ha ocasionado las fluctuaciones de corto plazo en el producto sobre el desempleo. En este trabajo se estimó dicha relación a través de tres regresiones, basadas en el método de primeras diferencias, para el período 1999-2009, con frecuencia trimestral, a partir de la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

En general, los resultados arrojados por las regresiones son satisfactorios, respetándose en todo caso las exigencias estadísticas del modelo clásico de regresión. Los parámetros estimados fueron de -0,128, -0,07 y -0,066. Esta relación un tanto baja podría sugerir que las variaciones en la tasa de desempleo, durante el período que abarca este estudio, han sido algo inelástica a las fluctuaciones en el producto o, de otro modo, las variaciones entre trimestres en la tasa de desempleo durante 1999-2009 han estado explicadas por factores diferentes a los cambios de corto plazo en el producto agregado. Alternativamente, podría suponerse que la tasa de desempleo ha estado, para el lapso de estudio, girando en torno a la tasa de desempleo de equilibrio (NAIRU, *No accelerating inflation rate of unemployment*) de la economía venezolana, y por tanto se encuentran ciertas rigideces a que la tasa de desempleo varíe ante cambios en el producto, a juzgar por los bajos coeficientes Okun estimados. Recientemente se ha encontrado que

la NAIRU para Venezuela ha venido disminuyendo desde 2002, y que la brecha del desempleo inclusive ha sido negativa por lo menos hasta 2007 (Fernández, 2007).

Si bien la posibilidad de que el desempleo en el lapso 2000-2009 se encuentre explicado por factores diferentes al producto, o el desempleo se aproximó a una tasa natural son alternativas fuera del alcance de las especificaciones del modelo tratado en este trabajo, los hallazgos acá encontrados invitan a tomar en cuenta estas hipótesis para futuras investigaciones que se realicen sobre la materia en el caso venezolano. De igual forma, sería de mucha utilidad estudiar alguna ampliación del modelo Okun para tomar en cuenta tanto la brecha del producto como la brecha del desempleo, siguiendo particularmente la metodología de brechas planteadas por Okun, así como la formulación de un modelo de corrección de errores (MCE) tomando en cuenta que existe una relación estable tanto de corto como de largo plazo entre desempleo y producto de acuerdo al análisis de cointegración efectuado.

Notas

1. Para ello véase a: Córdova (2001). También, González A., José Antonio (2002), Labor market flexibility in thirteen Latin American countries and the United States: Revisiting and expanding Okun coefficients, Stanford University, Working Paper No. 136.
2. Okun utilizó data trimestral de la economía de Estados Unidos, para el período 1947-1960.
3. Esto es la tasa a la cuál debe crecer la economía como mínimo en el período t para que la tasa de desempleo se mantenga al mismo nivel del período $t-1$.
4. Según el BCV, las cifras trimestrales del producto contienen estimaciones efectuadas para solucionar limitaciones en los datos provenientes de las fuentes primarias, por tanto deben to-

- marse cómo aproximaciones referenciales de las magnitudes macroeconómicas.
5. Las propiedades de un proceso estacionario (series estacionarias) pueden encontrarse en Pindick y Rubinfeld (2001).
 6. La prueba ADF corresponde a una variante de la prueba propuesta por Dickey-Fuller (DF), mientras que el test de Phillips-Perron es una variante de la ADF (Chumacero, 2000).
 7. En este caso la expresión $\ln(\text{PIBr}/\text{PIBr}-1)$ es la tasa de crecimiento logarítmica de la variable PIBr, entre el período t y $t-1$ expresada en decimales. A fines de la regresión, se multiplicó por 100 para llevarla a tasa de crecimiento porcentual.
 8. La prueba formal de normalidad proviene del estadístico Jarque-Bera (Pindick y Rubinfeld, 2001), el cuál se aplicó sobre los residuos del modelo (B) resultando en el no rechazo de la hipótesis nula de normalidad en los residuos.

Bibliografía citada

- Adanu, Kwami (2002). "A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada". Working Paper, University of Victoria, No. September 2002. Disponible en <http://web.uvic.ca/econ/research/papers/ewp0204.pdf>. Fecha de consulta 10/08/2010.
- Banco Central de Venezuela (BCV). (2010). "Información Estadística, Agregados Macroeconómicos". Disponible en <http://www.bcv.org.ve>.
- Córdova, Armando (2001). "La actividad económica del Estado y el crecimiento económico: Elementos para una visión sistemática del problema". En *Condiciones y perspectivas del crecimiento económico en Venezuela. Revista del Banco Central de Venezuela. Foros* No. 6. Caracas, Venezuela. Pp. 135-136.
- Crespo Cuaresma, Jesús (2003). "Okun's Law Revisited". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 4. Pp. 461-478.
- Chumacero, Rómulo (2000). "Se busca una raíz unitaria: evidencia para Chile". Banco Central de Chile (BCCH). *Serie de Documentos de Trabajo*. No. 86. Disponible en <http://www.bcentral.cl/eng/studies/working-papers/pdf/dtbc86.pdf>. Fecha de consulta 07/09/2010.
- Douglas, Stratford and Wall, Howard J. (2000). "The revealed cost of unemployment". *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. No. March/April 2000, Pp. 1. Disponible en <http://research.stlouisfed.org/publications/review/00/03/00/03sd.pdf>. Fecha de consulta 27/08/2010.
- Fernández Bujanda, León (2007). "Midiendo la tasa natural de desempleo en Venezuela". *Serie de Documentos de trabajo. Gerencia de Investigaciones Económicas* N° 95. Banco Central de Venezuela (BCV). Disponible en <http://www.bcv.org.ve/>. Fecha de consulta 19/09/2010.
- Mahadeva, Lahan y Robinson, Paul (2009). *Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, Ensayo No. 76.
- Okun, Arthur M. (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.
- Pérez López, César (2006). *Problemas resueltos de econometría* (1era. Edic. en español). Madrid-España. Edit. Thomson, Pp. 181-182.
- Perugini, Cristiano (2008). "Employment intensity of growth in Italy. A note using re-

- gional data". Quaderni del dipartimento di economia, finanza e statistica, Università degli Studi di Perugia. Quaderno n. 55, Pp. 2. Disponible en <http://www.ec.unipg.it/DEFS/uploads/qd55web.pdf>. Fecha de consulta 05/08/2010.
- Pindick, Robert S. y Rubinfeld, Daniel L. (2001). "Econometría. Modelos y pronósticos" (4^{ta} Edic. traducida en espa-

ñol). México - México. Edit. Mc Graw - Hill Interamericana, Pp. 46-48.

Villaverde, José y Maza, Adolfo (2009). "The robustness Okun's law in Spain, 1980-2004 Regional evidence". **Journal of Policy Modeling**. No. 31, Pp. 289-290. Disponible en <http://www.bcv.org.ve/biblioteca/biblioep.htm>. Fecha de consulta 28/08/2010.

