

## LA LEY DE OKUN EN LA ECONOMÍA MEXICANA

*José D. Liquitaya Briceño y  
Eddy Lizarazu Alanez\**

### Resumen

*En este artículo los autores examinan las tres versiones de la ley propuestas por Okun y las condiciones bajo las que pueden ser consideradas análogas. A continuación elucidan un error fundamental en la literatura económica y el trabajo empírico que da lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros y a predicciones erróneas. Ulteriormente demuestran, empleando el análisis de cointegración y otras pruebas suplementarias, que los modelos lineales de Okun no son pertinentes en la economía mexicana; es decir, que los datos no sostienen la existencia de una relación lineal de “equilibrio” en el largo plazo entre la tasa de desempleo y el producto real. Sin embargo, con base en un modelo que aprehende el fenómeno de la histéresis en el desempleo, corroboran la existencia de una respuesta asimétrica de la tasa de desempleo de acuerdo con el estado de la economía, aumentando en los periodos de recesión y disminuyendo proporcionalmente menos en periodos de expansión económica.*

\* Profesores-investigadores del Área de Teoría Económica. Departamento de Economía. Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa.

## Introducción

La importancia de la *Ley de Okun* en el análisis macroeconómico puede ser mejor ponderada si consideramos que teóricamente constituye el vínculo ineluctable entre la curva de oferta agregada y la curva de Phillips, y empíricamente es considerada una regla útil para fines de pronóstico y de política económica, por lo cual los coeficientes de la relación subyacente son estimados de modo recurrente.

Esta ley fue inicialmente formulada por Arthur Okun en 1962, como una ingeniosa solución al problema de estimar el producto potencial de una economía, y llegó a ser vista como "probablemente la relación macroeconómica más robusta que haya sido desarrollada" (Perry, 1977); en consecuencia, fue ampliamente utilizada por el Consejo de Asesores Económicos de los presidentes Kennedy y Johnson para el diseño de la política económica de los Estados Unidos.

En el presente artículo habremos de investigar las características formales de los modelos que sustentan la citada ley y su pertinencia empírica en la economía mexicana. De modo más específico, abarcaremos en nuestro trabajo los siguientes puntos. En primera instancia, examinaremos las tres versiones propuestas por Okun (de las que son referidas a lo sumo dos en los libros de texto y estudios empíricos) y las condiciones bajo las que pueden ser consideradas semejantes. A continuación elucidaremos, entre otros aspectos, un error fundamental que desde el trabajo de Okun se ha mantenido en la literatura económica y el trabajo empírico, dando lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros y, por tanto, a predicciones erróneas. Posteriormente demostraremos, utilizando el análisis de cointegración y otras pruebas adicionales, que los modelos lineales de Okun no son pertinentes en la economía mexicana; en otros términos, que los datos no sostienen la existencia de una relación lineal de equilibrio de largo plazo entre la tasa de desempleo y el producto real. Por último, con base en un modelo que aprehende el fenómeno de la histéresis en el desempleo, evidenciaremos la existencia de una relación no lineal entre las variables mencionadas; es decir, una respuesta asimétrica de la tasa de desempleo de acuerdo con el estado de la economía, aumentando perceptiblemente en los periodos de recesión y

disminuyendo proporcionalmente menos en periodos de recuperación económica.

El documento se encuentra organizado de la siguiente manera. En la primera sección, exponemos las tres versiones de la ley de Okun y las condiciones restrictivas que las tornan semejantes formalmente, pero que discrepan de manera notable en su aplicación empírica. En la segunda sección nos referimos brevemente a los datos utilizados, y a continuación efectuamos las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller, de no causalidad en el sentido de Granger y el análisis de cointegración con base en el procedimiento de Johansen a tres relaciones opcionales. Enseguida desarrollamos el modelo que aprehende el fenómeno de histéresis en el desempleo, realizamos el análisis de cointegración respectivo y construimos el modelo de corrección de errores, de acuerdo con el teorema de representación de Engle y Granger (1987). Por último, exponemos nuestras conclusiones.

## 1. Las versiones de Okun

En su estudio Okun postuló la siguiente relación con base en la cual estima el producto potencial:

$$Y^* = Y [1 + 0.032(U - 4)] \quad (1)$$

Donde  $Y^*$  es el producto potencial, ' $Y$ ' es el producto real observado,  $U$  es la tasa de desempleo y el número cuatro constituye la tasa "objetivo de utilización de la fuerza de trabajo que subyace tras los cálculos de PNB potencial" realizados por Okun para el periodo que analizó. Si expresamos la ecuación (1) de modo general, advertimos que la ley de Okun es una forma de vincular la brecha proporcional entre el producto potencial y el observado con la brecha entre la tasa de desempleo registrada y la "tasa objetivo".

$$Y^* = Y [1 + a(U - U^*)] \Rightarrow (Y^* - Y)/Y = a(U - U^*) \quad (2)$$

De acuerdo con (2) si  $U = U^* \Rightarrow Y^* = Y$ ; pero si la tasa de desempleo se eleva por encima de su valor "objetivo", la producción caerá debajo de su nivel potencial. El valor del coeficiente  $a$  (0.032) no fue obtenido por Okun a través de una estimación directa, sino como resultado de una "media ponderada subjetiva de los coeficientes significativos" de tres ecuaciones:

$$\Delta U_t = \beta_1 - \gamma_1 (\Delta Y_t / Y_{t-1}) \quad (3)$$

$$U_t = \beta_2 + \gamma_2 [(Y_t^* - Y_t) / Y_t] \quad (4)$$

$$\log N_t = \beta_3 + \gamma_3 \log Y_t - \delta t \quad (5)$$

siendo  $N_t$  la tasa de empleo ( $N_t = 1 - U_t$ ) y  $t$  el tiempo.

La ecuación (4) es igual a (2) si se asume que  $a = 1/\gamma_2$  y  $U^* = \beta_2$ ; empero, para calcularla es necesario que  $Y^*$  –variable no observable– sea especificada. Okun experimentó con varias series opcionales y seleccionó la que, además de permitirle el mejor ajuste de la ecuación (4), revelaba ausencia de tendencia en los residuales y era concordante con el principio de que el producto potencial debía igualar al producto observado cuando la tasa de desempleo era igual al 4 por ciento.

Las ecuaciones (3) y (5) no equivalen a (4), pero pueden considerarse aproximaciones si se suponen ciertas igualdades, como muestran Nguyen y Mahinda (2001). A través de ellas se evita el problema de estimar el producto potencial, bajo el supuesto de que crece a una tasa constante, y su valor está contenido en  $\beta_1$  de la ecuación (3) y  $\beta_3$  de la número (5) (véase anexo 1).

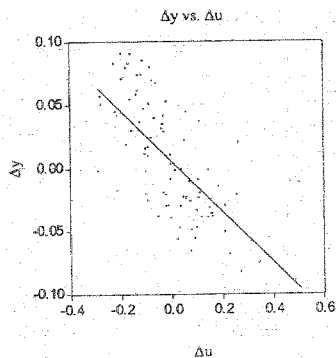
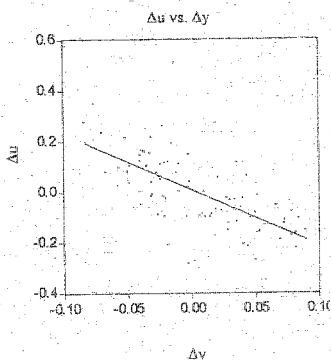
La analogía formal de las tres versiones se establece con base en supuestos restrictivos que implican constancia del producto potencial y de la tasa "natural" de desempleo y que sus valores específicos no puedan ser calculados; pero la discrepancia más evidente se presenta en el nivel empírico, al menos en el caso de la economía mexicana (véanse los cuadros A1, A2 y A3 del anexo).

Por lo general, los libros de texto y los estudios empíricos posteriores al trabajo de Okun (1962) adoptan las ecuaciones 3 y/o 4, pero casi nunca la número 5 (la única excepción la encontramos en Nguyen y Mahinda, 2001). Para las estimaciones recientes se han empleado algunas transformaciones, técnicas nuevas tendientes a mejorar la bondad de ajuste de los modelos y/o a generar las variables no directamente observables contenidas en (4), de modo concomitante con los avances de la teoría; pero también se han utilizado observaciones críticas de naturaleza lógico-formal. Las señalamos a continuación:

1. En vista de que las series no son estacionarias en varianza, se las transforma a logaritmos (véase, por ejemplo, Harris y Silverstone, 2001; Schorderet, 2001). Según el enfoque paramétrico del análisis de series temporales (véase Aznar y Trives, 1993), este procedimiento estaciona las varianzas para que no dependan del tiempo y sean finitas (es decir:  $\text{Var}(y_t) = \text{Var}(y_{t+m}) < \infty$ , para todo  $m$ ); o, como Kennedy (1997) lo dice, elimina la heteroscedasticidad. Además, las estimaciones de series logarítmicas constituyen elasticidades que representan la variación porcentual de la variable dependiente (explicada) en función de los cambios de la variable independiente (explicativa), y esto facilita la interpretación económica.
2. Como lo demuestran Barreto y Howland (1993), Okun asumió erróneamente que es válido utilizar el recíproco de la pendiente de regresión de la tasa de cambio de la tasa de desempleo (ecuación 3) [o la tasa de desempleo (ecuación 4), o la tasa de empleo (ecuación 5)] en función de la tasa de crecimiento del producto (o de la brecha del producto, o del nivel del producto, respectivamente) para efectuar sus predicciones (véase Okun, 1962, pp. 99-100), y este error ha sido repetido en estudios subsecuentes. Como la asociación lineal entre las variables producto real y tasa de desempleo no es perfecta, el procedimiento señalado debió arrojar invariablemente estimaciones sesgadas de los parámetros y, por ende, predicciones erróneas (véase el anexo 2).

En las gráficas 1 y 2 se puede apreciar el mencionado error con datos de la economía mexicana, cuando aplicamos la relación expresada en el modelo (3):

### GRÁFICAS 1 y 2. TASA DE CAMBIO EN LA TASA DE DESEMPLEO ( $\Delta u$ ) EN FUNCIÓN DE LA TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB ( $\Delta y$ ) Y VICEVERSA



Numéricamente, la regresión donde  $\Delta u_i$  es la variable dependiente arroja una estimación de  $\gamma_1 = -2.1948$ ; cuando la variable dependiente es  $\Delta y_i$ , el coeficiente es  $\psi = -0.2011$ ; por tanto, resulta un desatino postular que  $\gamma_1 = 1/\psi$ , porque el valor de  $1/\psi$  es  $-4.9726^1$ .

3. Para el cálculo de la relación entre la tasa de desempleo y la brecha del producto (ecuación 4), Okun postula que la tasa de desempleo que cumple el objetivo de producción máxima sin presión inflacionista es del 4%; sin embargo, la relación de equilibrio entre más producción y mayor estabilidad supone el intercambio entre inflación y desempleo

<sup>1</sup> En las regresiones los coeficientes de posición no fueron incluidos porque no resultaron estadísticamente significativos.

en el marco de la Curva de Phillips simple, vigente en el análisis keynesiano en los años 60. Esta visión fue teórica y empíricamente superada por el enfoque aceleracionista de la inflación de Friedman (1968) y Phelps (1970); por tanto, se postula que existe un porcentaje de desempleo con el que la inflación se mantiene estable o que no puede reducirse sin que la inflación se acelere; dicho porcentaje sería la tasa natural (TND) o, en términos de los nuevos keynesianos, la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (TDNAI, conocida por el acrónimo anglosajón de NAIRU)<sup>2</sup>. En esta versión más moderna, el PIB potencial sería el que se obtiene cuando la economía se encuentra en la TDNAI.

Sin embargo, la TDNAI es una variable no directamente observable y algunas estimaciones revelan que no es constante en el tiempo (Gruen *et al.*, 1999; Laxton *et al.*, 1998); debido a ello, suele ser calculada con base en el filtro de Hodrick-Prescott (HP) u otra técnica, como el filtro de Kalman.

4. En la ecuación (4)  $u_t$  se define en relación directa con  $[(y_t^* - y_t)/y_t]$ , siendo  $\gamma_2 > 0$ ; sin embargo, los libros de texto (véase, por ejemplo, Blanchard, 2000; Dornbusch *et al.*, 2002; Mankiw, 1997) y estudios empíricos ulteriores (Harris y Silverstone, 2001; Schorderet, 2001) han invertido la brecha presentándola como  $[(y_t - y_t^*)/y_t]$ <sup>3</sup>, por lo que  $\gamma_2 < 0$ .

<sup>2</sup> En realidad, los conceptos TND y TDNAI son distintos en sus fundamentos. El primero –formulado por Friedman– es compatible con el equilibrio continuo; en tanto que la TDNAI es aquella tasa de desempleo que se genera como resultado de la discrepancia entre el objetivo de salario real perseguido por los trabajadores y el salario real factible en relación con la productividad del trabajo y el margen de ganancia de las empresas. Dado que la TDNAI está determinada por el equilibrio de poder entre trabajadores y empresas, los microfundamentos se contextúan en teorías de competencia imperfecta en los mercados de trabajo y de productos. Sin embargo, ambos conceptos no pueden ser empíricamente diferenciados; por ello, se acostumbra considerarlos como sinónimos.

<sup>3</sup> Por razones inherentes a la transformación de los datos, los estudios que utilizan logaritmos simplemente restan los términos entre paréntesis.

En el estudio utilizamos series transformadas e incluso el filtro HP en la fase inicial, para estimar la TDNAI y el producto potencial (que se utilizaron en el cuadro A2 del anexo), pero consideramos irrelevante presentar los cálculos de estos últimos por la razón que se hará patente en la siguiente sección.

## 2. Análisis empírico

### 2.1 Variables utilizadas en el estudio

La información utilizada en el estudio comprende series trimestrales sin desestacionalizar del Producto Interno Bruto (PIB) a precios de 1993 y de la tasa de desempleo abierta,  $U$ , obtenidos del sitio en Internet del Banco de Información Económica, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE-INEGI), pero también de los Cuadernos de Información Oportuna de esta misma institución (para extraer los datos de la tasa de desempleo de los años 1980 a 1986). El PIB es medido en el marco del Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM) y la tasa de desempleo procede de la Encuesta Continua Sobre Ocupación (ECSO), para los años 1980 a 1982, y de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) que actualmente se levanta en 47 áreas metropolitanas<sup>4</sup>—el 97 por ciento de la población urbana de 100 mil habitantes o más—. Ambas variables abarcan el período 1980:1-2002:2.

Como lo anticipamos, emplearemos logaritmos neperianos de las series y en lo sucesivo las representaremos con minúsculas. En algunos casos perderemos grados de libertad debido a la transformación de los datos en tasas de crecimiento y/o al uso de rezagos.

<sup>4</sup> A partir del segundo bimestre del año 2002 ya no se aplica la ENEU en la que hasta entonces era el área metropolitana 48: Manzanillo, Colima.



## 2.2 Pruebas de raíz unitaria, de no causalidad y análisis de cointegración I

A fin de establecer las propiedades de estacionalidad de las variables aplicamos las pruebas de Dickey-Fuller aumentada (ADF(4)) y de Phillips-Perron (PP(4)), que son pruebas de raíz unitaria univariada. La periodicidad trimestral de las series nos indujo a adoptar cuatro rezagos (señalados entre paréntesis).

Los resultados (cuadro 1) indican que  $y_t$  y  $u_t$  son series no estacionarias de orden  $I(1)$ ; en vista de ello, debemos indagar si cointegran para garantizar que los estimadores sean insesgados y conjurar el peligro de que las regresiones minimocuadráticas sean espurias.

CUADRO 1. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

VARIABLES	ADF(4) <sup>1</sup>	PP(4) <sup>2</sup>
$u_t$	-0.76321	-0.71734
$\Delta u_t$	-3.87520**	-13.37289**
$y_t$	1.62849	2.25543
$\Delta y_t$	-3.54356**	-17.79527**

<sup>1</sup> Prueba de Dickey-Fuller aumentada con 4 rezagos.

<sup>2</sup> Prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos.

\*\* Denota rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia del uno por ciento.

En las pruebas de cointegración realizadas, utilizando el procedimiento de Johansen, postulamos las siguientes relaciones:

$$u_t = \theta_1 y_t + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$u_t = \theta_2 + \theta_3 y_t + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

$$u_t = \theta_4 + \theta_5 y_t + \theta_6 t + \varepsilon_{3t} \quad (8)$$

El tratamiento exclusivo de  $u_t$  como variable endógena dimana de la prueba de no causalidad en sentido de Granger, cuyo resultado (cuadro 2) indica que  $y_t$  causa a  $u_t$ , pero no sucede lo contrario.

CUADRO 2. PRUEBA DE NO CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER\*

HIPÓTESIS NULA:	Estad. "F"	Prob.
$u$ no causa en el sentido de Granger a $y$	1.97927	0.07769
$y$ no causa en el sentido de Granger a $u$	2.54124	0.02637

\* Se emplearon 8 rezagos.

Los cuadros 3, 4 y 5 exponen los resultados del análisis de cointegración concernientes a las ecuaciones 6, 7 y 8, en ese mismo orden. A tono con Harris y Silverstone, la última incluye un término de tendencia temporal para capturar el crecimiento en el largo plazo que el modelo no puede explicar. Como se advierte, en ningún caso se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, lo cual significa que los modelos (3) y (4) son incapaces de explicar la dinámica de la tasa de desempleo en los últimos 90 trimestres (22 años y medio), y el modelo (5) tampoco resulta adecuado para entender los movimientos en la tasa de empleo.

CUADRO 3. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $u_t = \theta_1 y_t + \varepsilon_{1t}$

Valor Propio	Razón Máximover.	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	Núm. E. C.
0.118315	11.59640	12.53	16.31	Ninguna
0.033464	2.893158	3.84	6.51	A lo más 1

CUADRO 4. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $u_t = \theta_2 + \theta_3 y_t + \varepsilon_{2t}$

Valor Propio	Razón Máximover.	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	Núm. E. C.
0.121927	14.46791	19.96	24.60	Ninguna
0.039389	3.415786	9.24	12.97	A lo más 1

CUADRO 5. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $u_t = \theta_4 + \theta_5 y_t + \theta_6 t + \varepsilon_{3t}$

Valor Propio	Razón Máximover.	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	Núm. E. C.
0.157223	19.75796	25.32	30.45	Ninguna
0.059547	5.218473	12.25	16.26	A lo más 1

Sin embargo, la teoría económica indica de modo fehaciente (en su análisis de los ciclos económicos, de la función de producción, etc.) que existe una asociación positiva entre la producción real y el nivel de empleo, por lo que no sería plausible aducir que el producto y la tasa de desempleo evolucionan independientemente uno de otra. De hecho, pretendemos demostrar que: i) la aparente ausencia de relación entre las variables referidas dimana del uso de modelos lineales, debido al influjo del estudio de Okun, donde trasunta la idea de que las expansiones y contracciones en el producto tienen, en términos absolutos, el mismo efecto en la tasa de desempleo; y ii) las variables están relacionadas en forma no lineal, en el sentido de que existe una respuesta asimétrica de la tasa de desempleo en relación con el signo de la evolución del producto. Si empleamos un modelo que refleje este último punto, podremos explicar la dinámica de las variables tasa de desempleo y producto. A tal efecto nos abocamos enseguida.

### 2.3 Un modelo que aprehende la respuesta asimétrica del desempleo

Existen dos enfoques que conciben la existencia de una respuesta asimétrica del desempleo ante las fluctuaciones cíclicas de la producción. El primero, inspirado en el análisis keynesiano, postula que la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (TDNAI, conocida por el acrónimo de NAIRU) está determinada por las tasas observadas de desempleo de periodos anteriores. Según este enfoque no existe una tasa de desempleo única a la que tiende el sistema, como supone el enfoque friedmaniano de la tasa natural de desempleo (TND, conocida como NRU); al contrario, se manifiesta el fenómeno de histéresis en el desempleo, caracterizado por asumir un proceso no estacionario o de raíz unitaria. Este enfoque fue inicialmente formulado por Blanchard y Summers (1986), con base en el argumento de que los *insiders* no mantienen una actitud solidaria con los *outsiders*, por lo que, después de un choque adverso que reduce el empleo, el personal aún ocupado se resiste a aceptar una disminución de su salario nominal, que virtualmente aumentaría el nivel de empleo (Blanchard y Summers, 1987). El segundo enfoque postula la persistencia en el desempleo: ante el acaecimiento de un choque adverso que eleva el desempleo, éste se revierte a su nivel de equilibrio, pero lentamente. La persistencia constituye un aspecto incidental de la hipótesis de la TND, donde el desempleo es un proceso de raíz cercana a la unidad. Bajo la histéresis, la política macroeconómica podría tener efectos permanentes en el desempleo; pero si el caso prevaleciente fuera la persistencia, dicha política tendría efectos duraderos, pero no permanentes.

En este trabajo no abundaremos en los fundamentos teóricos de los enfoques mencionados ni los contrastaremos empíricamente —ese será objeto de un ulterior estudio—; simplemente mostraremos que existe una relación no lineal subyacente entre la tasa de desempleo y el producto. No obstante, nos inclinamos a presuponer que este fenómeno obedece a la presencia de la histéresis en el desempleo, atendiendo a los análisis econométricos que mencionamos enseguida:

1. En primer lugar, las pruebas de Dickey-Fuller aumentada (ADF(4)) y de Phillips-Perron (PP(4)) (cuadro 1) indican que la tasa de desempleo es una serie no estacionaria de orden I(1); aunque, como lo muestran Song y Wu (1997), estas pruebas no son concluyentes contra la hipótesis alternativa si el proceso es cercanamente integrado (si la raíz de la serie es cercana a la unidad).
2. En segundo lugar, los resultados de la regresión minimocuadrática de la tasa de desempleo en función de sus valores rezagados (cuadro 6), muestran que existe un alto grado de autocorrelación temporal de las mismas; es decir, un fuerte efecto de las tasas de trimestres anteriores sobre el comportamiento de la tasa contemporánea de desempleo, configurándose una cadena inercial que realimenta la existencia de elevadas tasas de desempleo, a pesar de haberse aplicado medidas para disminuirlas. Aun más, la suma algebraica de los coeficientes es prácticamente igual a la unidad, lo que refrenda la idea de que, efectivamente, la serie no es estacionaria.

CUADRO 6. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-2} + \alpha_3 u_{t-3}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadíst. t	Prob.
$u_{t-1}$	0.699595	0.106198	6.587613	0.0000
$u_{t-2}$	0.521748	0.117842	4.427533	0.0000
$u_{t-3}$	-0.228514	0.106014	-2.155520	0.0340
$R^2$	0.817081	F		187.6100
DW	1.921131	Prob. (F)		0.000000

Nota:  $R^2$  es el coeficiente de determinación; DW el estadístico de Durbin y Watson; F es el estadístico F calculado y Prob. (F) es el valor de la probabilidad asociada.

El modelo que adoptamos para mostrar que el efecto del crecimiento en la tasa de desempleo es asimétrico, sigue de cerca al propuesto por Schorderet (2001). Como éste, parte de postular que la tasa de desempleo es una función del producto real y de otras variables contenidas en  $Z_t$ .

$$U_t = U_t(Y_t, Z_t) \quad (9)$$

Si asumimos que luego de obtener los logaritmos las variables explicativas tienen efectos lineales y aditivos, la relación se expresa como:

$$u_t = \varphi y_t + \tau' z_t \quad (10)$$

donde las letras minúsculas denotan logaritmos neperianos de las respectivas variables, expresadas con mayúsculas;  $\varphi$  es el coeficiente de Okun y  $\tau'$  es el vector traspuesto de parámetros relativos a  $z_t$ .

Postulemos ahora que ante el signo del crecimiento del producto, la tasa de desempleo reacciona de manera distinta:

$$\varphi = \begin{cases} \varphi_+ & \text{si } \Delta y_t > 0 \\ \varphi_- & \text{si } \Delta y_t < 0 \end{cases} \quad (11)$$

Bajo la hipótesis de histéresis, el coeficiente  $\varphi_+$  deberá ser menor, en términos absolutos, a  $\varphi_-$  ( $|\varphi_+| < |\varphi_-|$ ).

La variación de la tasa de desempleo estará dada por:

$$\Delta u_t = \varphi_+ I(\Delta y_t > 0) \Delta y_t + \varphi_- I(\Delta y_t < 0) \Delta y_t + \tau' \Delta z_t \quad (12)$$

Siendo  $I(\Delta y_t > 0)$  e  $I(\Delta y_t < 0)$  los siguientes indicadores de funciones:

$$I(\Delta y_t > 0) = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta y_t > 0 \\ 0 & \text{si } \Delta y_t < 0 \end{cases} \quad (13)$$

$$I(\Delta y_t < 0) = \begin{cases} 0 & \text{si } \Delta y_t > 0 \\ 1 & \text{si } \Delta y_t < 0 \end{cases} \quad (14)$$

Como  $u_t = u_0 + \sum_{i=0}^{t-1} u_{t-i}$  podemos escribir :

$$u_t = \alpha + \phi_+ y_t^+ + \phi_- y_t^- + \tau' z_t \quad (15)$$

donde  $\alpha = u_0 - \tau' z_0$ ;  
 $y_t^+ = \sum_{i=0}^{t-1} I(\Delta y_{t-i} > 0) \Delta y_{t-i}$ ;      $y_t^- = \sum_{i=0}^{t-1} I(\Delta y_{t-i} < 0) \Delta y_{t-i}$

## 2.4 Análisis de cointegración II y estimación del modelo de corrección de errores

Si, por simplicidad, asumimos que las variables  $z_t$  se mantienen sin cambio en el tiempo, el modelo expresado en (15) puede verse como una relación de cointegración no lineal en las variables, pero lineal en los regresores. Esta conjetura se afianza si consideramos que  $y_t^+$ ,  $y_t^-$  y  $u_t$  son series integradas del mismo orden  $[I(1)]$ , y se verifica al nivel de significancia del 5% en los resultados del cuadro 7, donde se muestra una sola relación de equilibrio a largo plazo entre las variables.

CUADRO 7. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN PARA  $y_t^+$ ,  $y_t^-$ ,  $u_t$   
(Periodo 1980:1-2002:2)

Valor Propio	Razón Máximover.	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	Núm. E. C.
0.237576	32.24249	29.68	35.65	Ninguna *
0.096384	9.186009	15.41	20.04	A lo más 1
0.006697	0.571172	3.76	6.65	A lo más 2

\*(\*\*) denota rechazo de la hipótesis al nivel de significancia del 5% (1%).

La prueba indica la existencia de una ecuación de cointegración al nivel de significancia del 5 por ciento.

Luego de normalizar el vector de cointegración como una ecuación de la tasa de desempleo, obtenemos:

$$u_t = 30.3 - (1.00 y_t^+ + 1.47 y_t^-) \quad (16)$$

Tanto los signos como la discrepancia en los coeficientes de (16) concuerdan con los hallazgos de Schorderet (2001) y Mitchell y Muysken (2002) para el caso de los Estados Unidos y Australia, respectivamente, y sólo de modo parcial con Harris y Silverstone (2001), ya que estos autores encuentran una perceptible variabilidad de la respuesta asimétrica al desequilibrio en las relaciones de Okun obtenidas para seis países.

Debido a que la relación (16) es log-lineal, los coeficientes son estimadores de las elasticidades; en consecuencia, indican que en el largo plazo la variación de la tasa de desempleo es equiproporcional al cambio porcentual del producto en periodos de expansión, pero que dicha tasa varía más, en casi 1.5%, cuando cambia 1% la producción real en periodos de depresión.

El modelo de corrección de errores, cuyas estimaciones se presentan en el cuadro 8 y se muestra como ecuación en (17), refrenda la hipótesis de cointegración al nivel de significancia del 5%. Como se advierte, las variables que inciden en los cambios en la tasa de desempleo son las variaciones contemporáneas del producto real y el mecanismo de corrección de errores (mce) del periodo anterior. Este último refleja el "error" en el logro del equilibrio de largo plazo, ya que, si por "error"  $\Delta u_t$  aumenta rápidamente, el mecanismo de corrección de errores ( $mce_{t-1} = u_{t-1} - \alpha - \phi_+ y_{t-1}^+ - \phi_- y_{t-1}^-$ ) se vuelve más grande, y dado que su coeficiente es negativo,  $\Delta u_t$  se reduce y "corrige" dicho error.

CUADRO 8. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN:

$$u_t = f(\Delta y_t^+, \Delta y_t^-, mce_{t-1})$$

(Periodo 1980:1 – 2002:2)

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. t	Prob.
$\Delta y_t^+$	-2.033879	0.314641	-6.464133	0.0000
$\Delta y_t^-$	-2.540878	0.435348	-5.836423	0.0000
$mce_{t-1}$	-0.123351	0.047605	-2.591112	0.0112



$$\Delta u_t = -(2.03388 \Delta y_t^+ + 2.54088 \Delta y_t^-) - 0.12335 mce_{t-1} \quad (17)$$

$$R^2 = 0.48817; DW = 2.25197; F = 41.01242 \text{ (Prob. } F = 0.0000)$$

La diferencia en el valor de los estimadores de  $\Delta y_t^+$  e  $\Delta y_t^-$  corrobora la hipótesis de que en la economía mexicana se presenta una respuesta asimétrica de la tasa de desempleo de acuerdo con el estado de la economía, probablemente debido al fenómeno de la histéresis. La tasa de cambio de la tasa de desempleo es mayor cuando varía la tasa de cambio del producto en periodos de depresión que cuando lo hace en periodos de expansión económica.

## Conclusiones

En este documento obtuvimos, a través de diversos análisis y pruebas econométricas, algunos hallazgos generales y otros concernientes a la economía mexicana. Señalamos los que, a nuestro juicio, deben ser tomados en cuenta en estudios ulteriores acerca de la *ley de Okun* o de otros aspectos que tienen relación con ésta.

1. Uno de los defectos en la precisión de las predicciones económicas con base en la ley de Okun fue el uso de un procedimiento incorrecto; es decir, correr la regresión de la tasa de desempleo en función del producto y luego obtener la recíproca del coeficiente para responder a cuestionamientos acerca de la respuesta del producto, dados los cambios en la tasa de desempleo. De hecho, con este procedimiento lo que se obtuvo fue una sistemática sobreestimación del verdadero efecto de la tasa de desempleo sobre el producto en los países que utilizaron esta relación para fines de pronóstico y de política económica.
2. En el caso de la economía mexicana, la relación lineal inversa propuesta por Okun no es aplicable, pero sí lo es la relación no lineal, asimétrica, de la tasa de desempleo respecto al producto real, de modo concordante con la hipótesis de la histéresis en el desempleo. Como

se pudo constatar empíricamente, cuando disminuye el producto la tasa de desempleo aumenta, pero ésta no disminuye tanto al recuperarse la producción.

3. Si bien el trabajo no permite identificar los fundamentos teóricos del fenómeno de la histéresis, refrenda la idea de que existe una palmaria interdependencia entre dos indicadores macroeconómicos que invariablemente se constituyen en objetivos clave de la política económica: el producto y la tasa de desempleo; pero también sugiere un sentido de causalidad en forma tal que es el primero el que explica la evolución de la segunda.

## Bibliografía

- Barreto, H. y F. Howland. "There Are Two Okun's Relationship Between Output and Unemployment", *Working Paper*, Wabash College, Crawfordsville, Estados Unidos de América, 1993.
- Blanchard, O. *Macroeconomía*, 2ª ed., Pearson Educación, S. A., Madrid, España, 2000.
- Blanchard, O. y L. Summers. "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *Working Paper*, núm. 1950, National Bureau of Economic Research, 1986.
- Blanchard, O. y L. Summers. "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, núm. 31, 1987, pp. 288-295.
- Dornbusch, R. *et al. Macroeconomía*, 8ª ed., McGraw-Hill/Interamericana de España, S. A., España, 2002.
- Engle, R. y C. W. J. Granger. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, 1987, pp. 251-276.
- Friedman, M. "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. LVIII, Estados Unidos de América, 1968.
- Gruen, D. *et al. "The Phillips Curve in Australia"*, *Journal of Monetary Economics*, (44) 2, Estados Unidos de América, 1999, pp. 223-258.
- Harris, R. y B. Silverstone. "Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross Country Comparisson", *Economics Bulletin*, vol. 5, núm. 2, Estados Unidos de América, 2001, pp. 1-13.
- Hodrick, R. y E. Prescott. "Post War US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Working Paper*, Carnegie Mellon University, Pittsburgh, 1980.

- Kennedy, P. *Introducción a la Econometría*, F.C.E., México, 1997.
- Laxton, R. *et al. The U.S. Phillips Curve: The Case for Asymmetry*, International Monetary Fund, Estados Unidos de América, 1998.
- Mankiw, G. *Macroeconomía*, 3ª ed., Editorial Antoni Bosch, España, 1997.
- Mitchell, W. y J. Muysken. "Labour Market Asymmetries and Inflation". *Working Paper*, núm. 02-09, Centre of Full Employment and Equity, University of Newcastle, Australia, 2002.
- Nguyen, D. T. y A. Mahinda. "The Relationship Between Output Growth and Unemployment: A reexamination of Okun's Law in Australia", *Working Paper*, Department of Economics, University of Adelaide, Australia, 2001.
- Okun, A. "Potential GNP: Its Measurement and Significance", *Proceedings of the Business and Economic Statistics*, American Statistical Association, Estados Unidos de América, 1962.
- Perry, G. "Potential Output: Recent Issues and Present Trends", *Working Paper*, núm. 23, Center for the Study of American Business, St. Louis, Estados Unidos de América, 1977.
- Phelps, E. "Introduction" a *Microeconomic Foundations of Unemployment and Inflation Theory*, W. W. Norton & Co., Estados Unidos de América, 1970.
- Schorderet, Y. "Revisiting Okun's Law: An Hysteretic Perspective", *Discussion Paper*, núm. 13, Department of Economics, University of California San Diego, 2001.
- Song, F. M. y Y. Wu. "Hysteresis in Unemployment: Evidence from 48 U.S. States". *Economic Inquiry*, núm. 35, 1997, pp. 235-244.

## ANEXO 1

A fin de establecer las condiciones por las que las ecuaciones (3) y (5) pueden considerarse aproximaciones de (4), escribamos nuevamente las tres manteniendo la misma numeración:

$$\Delta U_t = \beta_1 - \gamma_1 (\Delta Y_t / Y_{t-1}) \quad (3)$$

$$U_t = \beta_2 + \gamma_2 [(Y_t^* - Y_t) / Y_t] \quad (4)$$

$$\ln N_t = \beta_3 + \gamma_3 \ln Y_t - \delta t \quad (5)$$

Si aplicamos logaritmos a (4) tenemos:

$$u_t = \beta + \gamma \ln [1 + (y_t^* - y_t) / y_t]$$

$$u_t = \beta + \gamma \ln (y_t^* / y_t); \gamma = 1/\beta$$

Las letras minúsculas denotan logaritmos naturales de las respectivas variables, expresadas con mayúsculas. Diferenciando éstas respecto al tiempo:

$$\dot{u} = \gamma(\dot{y}^*/y^*) - \gamma(\dot{y}/y)$$

Si suponemos que la tasa de crecimiento del producto potencial es constante, podemos aproximar la ecuación en términos de cambios discretos como:

$$\Delta u_t = \beta - \gamma (\Delta y_t / y_{t-1})$$

que es análogo a (3).

Por otra parte, si aproximamos  $-u$  por  $\ln(1-u) = \ln(n)$ , siendo  $n_t$  la tasa de empleo, conjuntamente con la ecuación (5) derivamos:

$$\ln(n) = -\beta - \gamma \ln (y_t^* / y_t)$$

Asumiendo que  $y^*$  crece a una tasa constante  $y^* = y_0 e^{\delta t}$ , donde "t" denota el tiempo, la ecuación (5) puede reescribirse como:

$$\text{Ln}(n_t) = \beta_3 + \gamma_3 \log y_t - \gamma_3 \delta t$$

que es de la forma (5) suponiendo que  $\beta_3 = (-\beta - \gamma \ln y^*)$ .

## ANEXO 2

### EL PROBLEMA DE LA REGRESIÓN INVERSA

En este anexo exponemos el error fundamental de la literatura que se ha abocado a cuantificar la relación de Okun entre la tasa de desempleo y el producto.

Supongamos que el siguiente modelo describe la relación entre  $\Delta u$  y  $\Delta y$ :

$$\Delta u = \alpha + \beta \Delta y + \varepsilon \quad (1)$$

donde  $E[\varepsilon | \Delta y] = 0$  para todos los valores de  $\Delta y$ . Entonces

$$E[\Delta u | \Delta y] = \alpha + \beta \Delta y \quad (2)$$

es la esperanza condicional de  $\Delta u$  dado  $\Delta y$ , así como el mejor predictor lineal de  $\Delta u$  dado  $\Delta y$ . Llamemos a (1) la regresión directa y resolvamos para  $\Delta y$  en términos de  $\Delta u$ :

$$\Delta y = \pm (\alpha / \beta) + (1/\beta) \Delta u \pm (1/\beta) \varepsilon \quad (3)$$

Ahora, considerando el predictor lineal óptimo de  $\Delta y$  dado por  $\Delta u$ :

$$\text{PLO}[\Delta y / \Delta u] = \gamma + \theta \Delta u \quad (4)$$

Llamemos a (4) la regresión inversa y apliquemos la esperanza matemática de  $\Delta y$  respecto al valor de  $\Delta u$ :

$$E [\Delta y | \Delta u] = E[(\pm\alpha/\beta) + (1/\beta) \Delta u - (1/\beta) \varepsilon/\Delta u]$$

$$E [\Delta y | \Delta u] = \pm\alpha/\beta + (1/\beta) \Delta u - (1/\beta) E[\varepsilon/\Delta u] \quad (5)$$

Donde la  $\Delta y$  observada es tratada como si fuera generada fijando  $\Delta u$ . Aplicando una transformación lineal, y asumiendo que el término de perturbación tiene media cero, la esperanza condicional de esa perturbación, dada la  $Y$  observada, es igual a la esperanza no condicional:

$$E [\varepsilon / \Delta u] = E [\varepsilon] = 0$$

Sin embargo, cuando  $\Delta u$  y  $\Delta y$  son tratadas como provenientes de una distribución de probabilidad bivariada, el significado condicional  $E[\varepsilon|\Delta u]$  será, en general, una función creciente de  $\Delta u$ . Dado que el predictor lineal óptimo, PLO  $[\Delta y|\Delta u]$ , es por definición la mejor aproximación lineal de la función de esperanza condicional  $E[\Delta y|\Delta u]$ , la pendiente del PLO de  $\Delta y$  dado  $\Delta u$  no será igual al recíproco del parámetro que multiplica a  $\Delta y$  en la regresión directa. En otras palabras, el coeficiente  $\theta$  de la regresión inversa de  $\Delta y$  en  $\Delta u$  captura no solo el impacto directo de  $\Delta u$  en  $\Delta y$ , que es  $1/\beta$ , sino también la mejor aproximación lineal a la proporción en la cual el valor esperado del término de error,  $\varepsilon$ , crece cuando  $\Delta u$  aumenta. Como resultado,  $1/\beta > |\theta|$ , a menos que los términos de error sean idénticamente iguales a cero. De hecho, los cocientes  $\theta/(1/\beta)$  y  $\beta/(1/\theta)$  serían iguales a uno si predictores óptimos directos e inversos fueran idénticos, iguales a  $\rho^2_{\Delta y \Delta u}$ , el cuadrado del coeficiente de correlación poblacional de  $\Delta y$  y  $\Delta u$ .

Estos resultados nos llevan a las estimaciones con base en regresiones muestrales. La regresión muestral directa de  $\Delta u$  en  $\Delta y$  genera una estimación insesgada del parámetro  $\beta$ ; sin embargo, a menos que la regresión estime perfectamente, el recíproco de ese parámetro estimado no será igual a la pendiente estimada del PLO de  $\Delta y$  dado  $\Delta u$  (es decir, a menos que  $R^2$  sea igual a uno,  $1/\beta \neq \theta$ ). Además, el cociente de cada pendiente estimada al recíproco de la otra es igual a  $R^2$ . En el caso multivariante, el cuadrado del coeficiente de correlación parcial es igual al cociente de la pendiente estimada en la regresión directa al recíproco de la pendiente estimada en la regresión

inversa. Estos hechos acerca del cuadrado de los coeficientes de correlación resultan útiles para la interpretación de las estimaciones de los coeficientes de Okun.

### ANEXO 3

Los resultados que a continuación se exponen pretenden simplemente ilustrar que las tres versiones de la ley de Okun no son semejantes, al menos en la economía mexicana<sup>5</sup>.

CUADRO A1. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CORRESPONDIENTE A LA ECUACIÓN 3  
(Variable dependiente:  $\Delta u_t$ )

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. t	Prob.
$\Delta y_t$	-2.194785	0.263168	-8.339867	0.0000
$R^2$	0.441004	D-W	2.344789	

Nota: No se incluyó el coeficiente de posición por no ser estadísticamente significativo. La prueba F no es reportada por el programa E-Views. Esto se comprende en virtud de que:

$$F_c = \frac{ESS/(k-1)}{RSS/(n-k)}$$

Donde ESS es la suma de cuadrados explicada por la regresión (explained sum of squares); RSS es la suma de cuadrados de los residuales (residual sum of squares); n es el número de observaciones y k el número de parámetros a estimar. Como en este caso k es igual a 1 (uno), k-1 es igual a 0 (cero), por lo que el estadístico  $F_c$  ("F calculado") no puede ser obtenido.

<sup>5</sup> Compárense, además de los coeficientes, las bondades de ajuste de los modelos.



**CUADRO A2. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CORRESPONDIENTE A LA ECUACIÓN 4**  
 (Variable dependiente:  $u_t - u_t^*$ )

Variable	Coficiente	Error Est.	Estad. t	Prob.
$(y_t - y_t^*)$	-3.275986	0.395375	-8.285780	0.0000
$R^2$	0.422483	D-W		0.834996

Nota: No se incluyó el coeficiente de posición por no ser estadísticamente significativo.  
 Los valores de las series  $u^*$  e  $y^*$  se calcularon con base en el filtro de Hodrick y Prescott.

**CUADRO A3. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CORRESPONDIENTE A LA ECUACIÓN 5**  
 (Variable dependiente:  $n_t$ )

Variable	Coficiente	Error Est.	Estad. t	Prob.
$\beta_3$	2.620633	0.470937	5.564728	0.0000
$y_t$	0.093941	0.022835	4.113860	0.0001
tiempo	-0.000382	0.000146	-2.615462	0.0105
$R^2$	0.286443	Estad. F		17.46219
D-W	0.243995	Prob (F)		0.000000