

## LA LEY DE OKUN: UNA RELECTURA PARA MÉXICO, 1970-2004

Eduardo Loría y Manuel G. Ramos\*  
Centro de Modelística y Pronósticos Económicos,  
Facultad de Economía, UNAM  
Edificio anexo, tercer piso, cubículo 305  
Circuito interior S/N, Ciudad Universitaria  
Delegación Coyoacán, México, D. F. 04510  
Tel.: +55 (55) 56 22 21 42 y (43)  
Fax: (55) 56 22 21 58  
Correo electrónico: [eduardol@servidor.unam.mx](mailto:eduardol@servidor.unam.mx)  
y [sauceverde@hotmail.com](mailto:sauceverde@hotmail.com)

---

\* Facultad de Economía, UNAM. Este artículo es producto del proyecto de investigación *Empleo y crecimiento económico de México. Un análisis prospectivo al año 2020*. PAPIIT IN 300803-3, DGAPA, UNAM. Agradecemos los comentarios de Rubén Chavarín y de dos árbitros anónimos de la revista *Estudios Económicos*, así como el apoyo técnico de Leobardo de Jesús y de Jorge Ramírez. Por supuesto, ninguno de ellos es responsable de lo que aquí se dice y concluye.

## LA LEY DE OKUN: UNA RELECTURA PARA MÉXICO, 1970-2004

*Dadme una certeza de raíces en horizonte quieto  
Un descubrimiento que no huya a cada paso  
O dadme un bello naufragio verde.*

Vicente Huidobro  
(Canto I, Altazor)

6 de agosto de 2006

**RESUMEN:** Estimamos la relación dinámica entre la tasa de desempleo y el producto mexicanos con datos anuales (1970-2004), a la luz de la ley de Okun. Utilizamos tres modelos estructurales de series de tiempo con el filtro de Kalman, y con el fin de obtener robustez estadística, previamente determinamos el orden de integración de las series, verificamos la causalidad en el sentido de Granger mediante vectores autoregresivos y utilizamos el procedimiento de Johansen para corroborar cointegración. Los resultados son altamente robustos e indican que el coeficiente de Okun se encuentra en el intervalo 2.08-2.5.

**ABSTRACT:** We estimated the dynamic relationship between the unemployment rate and output for the Mexican Economy for annual data (1970-2004). We estimated three structural time series models by using the Kalman filter. We found a coefficient in the range 2.08-2.5. In order to avoid spuriousness, we proved for cointegration through the Johansen Procedure; finally, through the estimation of VAR's we also proved that Granger causality runs in both senses in the three main Okun equations.

**Palabras clave:** Ley de Okun, modelos estructurales de series de tiempo, filtro de Kalman, VAR, causalidad, cointegración.

**Keywords:** Okun's Law, structural time series models, Kalman filter, VAR, causality, cointegration.

**JEL classification:** C13, C22, E24.

### INTRODUCCIÓN

La teoría neoclásica plantea que el desempleo es en esencia voluntario y que si rebasa su tasa natural, se convierte en un acicate para contener presiones salariales y elevar la productividad. La interpretación postkeynesiana contenida

en el trabajo seminal de Arthur Okun (Okun, 1962: 2) plantea que la desocupación tiene enormes costos sociales y económicos intertemporales en virtud de que provoca significativos efectos depresivos de largo alcance que se auto reproducen, constituyendo así un círculo vicioso dinámico. Como señala Okun: “desaprovechar por completo un año de producto potencial puede influir en el PNB potencial futuro: en la medida en que bajas tasas de utilización y consiguientes bajos beneficios y rentas personales mantengan baja la inversión en instalaciones, equipo, investigación, vivienda y educación, el crecimiento del producto potencial será retardado”.<sup>1</sup>

Proponemos que la hipótesis anterior explica satisfactoriamente lo ocurrido en los últimos 35 años en México, ya que desde principios de los años ochenta la economía mexicana entró en una fase de lento crecimiento con la consecuente elevación en la tasa de desempleo y, lejos de que esta variable se haya convertido en un factor de presión para elevar la productividad general y con ello de aceleración del crecimiento, lo cierto es que ha jugado un papel adicional en la reducción del producto potencial de largo plazo. Para tal efecto, utilizamos la propuesta original de Okun (1962) pero incorporamos técnicas econométricas modernas que permiten validar ampliamente sus conclusiones.

En la primera sección hacemos una relectura del artículo seminal, donde destacamos los fundamentos teóricos y metodológicos que están implícitos en

---

<sup>1</sup> “The failure to use one year’s potential fully can influence future potential GNP: to the extent that low utilization rates and accompanying low profits and personal incomes hold down investment in plant, equipment, research, housing, and education, the growth of potential GNP will be retarded”.

ese artículo y que a nuestro juicio no han sido suficientemente comprendidos y analizados en la literatura. En el siguiente apartado hacemos una revisión general de la literatura aplicada para un amplio grupo de países; para el caso de México detectamos sólo dos trabajos que, además, reportan resultados contrastantes. A continuación estimamos los tres modelos de Okun con modelos estructurales de series de tiempo a través del filtro de Kalman. Con la finalidad de corroborar nuestros resultados, reparametrizamos las ecuaciones principales en sendos VAR's (en su forma reducida) con lo cual, al hacer el análisis de impulso-respuesta y de descomposición de varianza, confirmamos la causalidad bidireccional en el sentido de Okun; además, con el fin de darle mayor solidez a nuestros hallazgos empíricos, probamos cointegración por el procedimiento de Johansen.<sup>2</sup> Por último, puntualizamos las principales conclusiones y delineamos algunas propuestas de debate y de política para el México contemporáneo.

## **1. EL ARTÍCULO DE OKUN**

En 1962, Arthur Okun utilizó tres especificaciones econométricas parsimoniosas para demostrar que existía una sólida relación estadística bidireccional entre desempleo y crecimiento económico para la economía de Estados Unidos (1947.2-1960.4).

---

<sup>2</sup> Esto sólo fue necesario para los modelos [5'] y [6'] en virtud de que las variables son I(1). En el modelo [4'] no fue necesario, debido a que las variables participantes son estacionarias, por lo que en este caso "la cuestión acerca de la cointegración realmente no tiene sentido". (Charemza y Deadman, 1999: 126)

Según sus estimaciones (cuadro 1, primera ecuación), por cada punto porcentual de crecimiento del producto, la variación en el desempleo sería de -0.3 puntos; y, de manera equivalente, el incremento de un punto en la tasa de desempleo, reduciría en 3.3 al producto (Okun, 1962).<sup>3</sup> A esta correspondencia –o relación estadística comúnmente conocida como 3:1- se le conoce como la ley de Okun o coeficiente de Okun y desde la administración del presidente Kennedy, ha jugado un papel trascendente en el análisis y definición de política económica en los Estados Unidos. Incluso James Tobin (1980) la calificó como “una de las regularidades empíricas más confiables de la macroeconomía”.

Cuadro 1  
Modelos de Okun

| Modelo   | Ecuación Estimada                     | Coeficiente de Okun |              |
|--|---------------------------------------|---------------------|--------------|
|  |                                       | $\beta_2$           | $1/\beta_2$  |
| [1] Primeras diferencias<br>$\Delta U_t = \beta_1 + \beta_2 \dot{Y}_t + \varepsilon_t$                     | $\Delta U_t = 0.3 - 0.3\dot{Y}_t$     | 0.3                 | 3.3          |
| [2] Prueba de brechas<br>$U_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t^B + \varepsilon_t$                                   | $U_t = 3.72 + 0.36Y_t^B$              | 0.36                | 2.8          |
| [3] Ajuste de tendencia y elasticidad<br>$\ln E_t = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 t + \varepsilon_t$ | $\ln E_t = 212 + 0.4 \ln Y_t - 0.32t$ | 0.4 a<br>0.35       | 2.5 a<br>2.8 |

Nota:  $U_t$  = tasa de desempleo;  $\dot{Y}_t$  = tasa de crecimiento del producto;  $Y_t^B$  = brecha de producción:  $(Y_t^P - Y_t)/Y_t^P$ ;  $Y_t^P$  = producto potencial,  $Y_t$  = producto observado;  $E_t = (100 - U_t)$  y  $t$  = tiempo.

Por su sencillez y trascendencia teórica y de política, el artículo seminal de Okun es fundamental y su relectura aporta mucha riqueza para el análisis macroeconómico moderno. Por ejemplo, el parámetro  $\beta_1$  de la ecuación [1]

<sup>3</sup> A resultados semejantes llega con las ecuaciones [2] y [3]. Véase cuadro 1.

indica la tasa de variación del desempleo de largo plazo dada por factores estructurales (demográficos, institucionales<sup>4</sup> y tecnológicos). Por otro lado,  $\beta_2$  establece la relación dinámica entre variaciones del desempleo y el crecimiento de largo plazo, lo cual resulta de suponer que  $\beta_1 = 0$ . En la ecuación [2],  $\beta_1$  es una proxy de la tasa natural de desempleo que Okun asume exógenamente para calcular el producto potencial.<sup>5</sup> Al igual que en la ecuación anterior, al suponer que  $\beta_1 = 0$ , la lectura puede hacerse directamente y en sentido positivo de la brecha del producto al nivel del desempleo y viceversa; esto es, para el primer caso, si el producto corriente crece en un punto por arriba del producto potencial, la tasa de desempleo se reduce en 0.36; y, de manera similar, si - ceteris paribus- el desempleo aumenta en un punto la brecha de producción se abre en 2.8 puntos porcentuales, lo que representa una pérdida de producción que, dentro de este enfoque, es irreparable. Por otra parte, llama la atención que el parámetro  $\beta_3$  de la ecuación [3] es negativo, lo que sugiere la reducción secular en la capacidad de generar empleos y que el único factor que lo contrarresta es el crecimiento económico, tal como se corrobora en las tres ecuaciones.

Es interesante señalar que ni el autor ni los libros de texto de macroeconomía ni tampoco los artículos académicos sobre el tema cuestionan varios aspectos

---

<sup>4</sup> Le debemos a un árbitro anónimo este señalamiento y coincidimos en que las “reglas de intercambio” de los mercados influyen de forma determinante en el crecimiento y en el desempleo y, más aún, en su relación.

<sup>5</sup> Okun propone que el producto potencial es el equivalente de lo que actualmente se conoce como NAIRU y lo impone en razón de una tasa de desempleo de 4%.

fundamentales sobre estas especificaciones y sus resultados. Se ocupan centralmente de estimar los parámetros de la ley de Okun con diversas técnicas econométricas y de contrastarlos con los originales. Barreto y Howland (1993) señalan que es sorprendente que “en la época actual” (principios de la década de 1990) no se identifique el orden de integración de las series ni se realice el pertinente análisis de causalidad entre el producto y la tasa de desempleo, ni tampoco se estime con rigor el producto potencial.<sup>6</sup>

Sin embargo, debemos señalar que, de algún modo Okun “se adelantó” al análisis de cointegración cuando planteó que para juzgar la validez de sus estimaciones, debía analizarse la bondad de ajuste pero, sobre todo, la ausencia de tendencia en los residuos, lo que en lenguaje econométrico moderno tendría que ver con cointegración (Engle y Granger, 1987). En ese sentido, es muy probable que para las series originales de Estados Unidos, así como para las de un amplio grupo de países –específicamente para el caso de México-, la primera ecuación incorpore variables  $I(0)$ ; mientras que [2] y [3], variables  $I(1)$ , con lo que al incluir la tendencia temporal en esta última –aún suponiendo que fuera determinista<sup>7</sup> se resuelve el problema de raíz unitaria; sin embargo, la causalidad estadística no se trata pero se asume desde la teoría económica.<sup>8</sup>

---

<sup>6</sup> Es pertinente mencionar que Moosa (1997), Garavito (2002) y González (2002) solventan este problema y analizan el orden de integración de las series antes de estimar el coeficiente de Okun. Esta puntualización se debe a uno de los árbitros.

<sup>7</sup> Este punto es tratado cuidadosamente por González (2002).

<sup>8</sup> En los anexos A y B se prueba con rigor que nuestras ecuaciones involucran variables con el mismo orden de integración y que además están cointegradas.

## 2. EVIDENCIA EMPÍRICA

### A. VARIOS PAÍSES

Es importante destacar que si bien Okun no sugirió que sus resultados fueran extrapolables a otras economías, se han realizado muy diversos estudios con otras técnicas y para diferentes países, tal como se muestra en los cuadros 2A y 2B.

Cuadro 2

#### A. Ley de Okun: Algunos países desarrollados

| País       | Paldam<br>(1987) |             | Abril et al.<br>(1996) |             | Moosa<br>(1997) |             | Lee<br>(2000) |             | Schnabel<br>(2002) |             |
|------------|------------------|-------------|------------------------|-------------|-----------------|-------------|---------------|-------------|--------------------|-------------|
|            | $\beta_2$        | $1/\beta_2$ | $\beta_2$              | $1/\beta_2$ | $\beta_2$       | $1/\beta_2$ | $\beta_2$     | $1/\beta_2$ | $\beta_2$          | $1/\beta_2$ |
| Alemania   | 0.19             | 5.26        | 0.42                   | 2.38        | 0.42            | 2.33        | 0.40          | 2.50        | 0.27               | 3.70        |
| Australia  | 0.23             | 4.34        | N. c.                  |             | N. c.           |             | 0.65          | 1.53        | 0.37               | 2.70        |
| Canadá     | 0.31             | 3.22        | N. c.                  |             | 0.49            | 2.03        | 0.60          | 1.66        | 0.33               | 3.03        |
| USA        | 0.42             | 2.38        | 0.47                   | 2.12        | 0.46            | 2.15        | 0.54          | 1.85        | 0.42               | 2.38        |
| Francia    | 0.12             | 8.33        | N. c.                  |             | 0.36            | 2.71        | 0.34          | 2.94        | 0.17               | 5.88        |
| Inglaterra | 0.36             | 2.77        | 0.49                   | 2.04        | 0.38            | 2.57        | 0.72          | 1.38        | 0.50               | 2.00        |
| Italia     | 0.14             | 7.14        | N. c.                  |             | 0.20            | 4.95        | 0.92          | 1.08        | 0.14               | 7.14        |
| Japón      | 0.03             | 33.33       | 0.23                   | 4.34        | 0.09            | 10.63       | 0.23          | 4.34        | 0.04               | 25.00       |

#### B. Algunos países de América Latina

| País       | González (2002: 16) |             |
|------------|---------------------|-------------|
|            | $\beta_2$           | $1/\beta_2$ |
| Colombia   | 0.52                | 1.92        |
| Chile      | 0.36                | 2.77        |
| Venezuela  | 0.32                | 3.12        |
| Uruguay    | 0.29                | 3.44        |
| Costa Rica | 0.22                | 4.54        |
| Brasil     | 0.18                | 5.55        |
| Panamá     | 0.17                | 5.88        |
| Perú       | 0.13                | 7.69        |
| México     | 0.12                | 8.33        |
| Argentina  | 0.17                | 5.88        |
| Paraguay   | 0.06                | 16.66       |
| Bolivia    | 0.009               | 111.11      |



N. c.: No calculado. Los coeficientes  $1/\beta_2$  fueron calculados a partir de los  $\beta_2$  reportados por los autores.

Aún cuando no es nuestro objetivo discutir estimaciones de otros países, los cuadros anteriores merecen algunos comentarios. Como ya se señaló, la gran mayoría de los trabajos se circunscribe a presentar las estimaciones dedicando muy poco espacio –si acaso alguno– al análisis económico. Del cuadro 2A destaca que existen dos grupos claramente diferenciados en cuanto a los valores del coeficiente de Okun. Por un lado, Estados Unidos e Inglaterra y, por otro, Francia y Japón que exhiben los valores más bajos y más altos de la muestra, respectivamente; lo cual, según González (2002) puede atribuirse a la flexibilidad de sus mercados laborales; Hamada y Kurosaka (1984) proponen que para el caso de Japón, además hay razones culturales como puede ser la larga tradición del conocido life-time job que incide terminantemente en esta relación.

Por lo que toca al cuadro 2B, habrá que decir que existe una fuerte correlación entre países con parámetros muy altos (Argentina, Brasil y Costa Rica) y mercados que Ros (2005:22) identifica como los “más intervencionistas” de la región. Por su parte, González (op. cit.: 7) afirma que varios países latinoamericanos exhiben importantes efectos ingreso en los ciclos económicos; lo que significa que cuando el jefe de familia es despedido, los demás miembros se incorporan al mercado laboral. Esta reacción responde a la inexistencia de redes de protección social y a bajas remuneraciones. En este caso, y así lo

menciona González (ibid), el desempleo actual tiende a aumentar en forma más que proporcional a la fuerza laboral y, con ello, al desempleo en el sector formal y al trabajo informal.

## B. MÉXICO

De la revisión bibliográfica que realizamos sólo encontramos dos trabajos empíricos para México. Uno es el que ya hemos reportado de González, cuyo coeficiente de Okun nos resulta cuestionable en cuanto a su sentido económico; mientras que el parámetro que reporta Chavarín (2001) de 2.4<sup>9</sup> nos parece aceptable y coincide con nuestros resultados, tal como se verá más adelante.

Nuestro trabajo se ocupa de estimar los coeficientes de las tres ecuaciones originales con el enfoque de los modelos estructurales de series de tiempo, ya que constituyen una técnica apropiada para presentar los rasgos más sobresalientes de un sistema dinámico (Durbin y Koopman, 2000). Para resolver estos modelos utilizamos el filtro de Kalman (Kalman, 1960) que permite estimar los componentes o estados<sup>10</sup> inobservables del sistema dinámico.<sup>11</sup> Además, con el objeto de evitar espuriedad, probamos cointegración y estabilidad dinámica en los respectivos vectores autoregresivos.<sup>12</sup>

---

<sup>9</sup> Generado de un modelo autoregresivo de rezagos distribuidos.

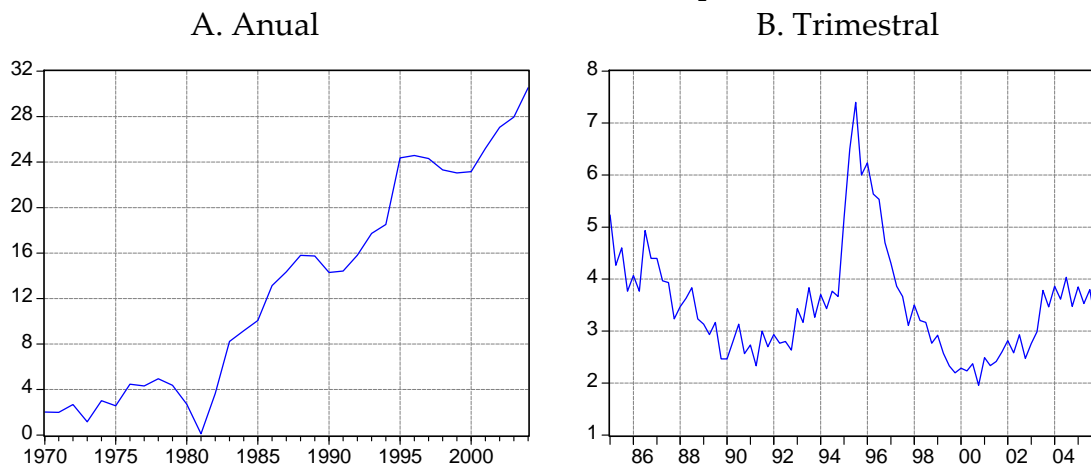
<sup>10</sup> Un *estado* contiene toda la información relativa al sistema en un cierto punto en el tiempo, tratando de considerar el menor número de variables posibles. Morrison y Pike (1977), Durbin y Koopman (op. cit.), Welch y Bishop (2001) y Solera (2003).

<sup>11</sup> Véanse especificaciones, resultados y pruebas de diagnóstico en el anexo C.

<sup>12</sup> Véase anexo B.

Antes de proceder a la estimación es conveniente hacer algunas consideraciones importantes en cuanto a las variables utilizadas, particularmente respecto a la tasa de desempleo. Debido a que en este artículo hacemos la estimación para un periodo largo (1970-2004) y no se cuenta con suficiente información oficial, construimos este indicador de una manera ad hoc que puede generar polémica. Definimos a la tasa macroeconómica de desempleo como  $TADE = ((PEA - PO)/PEA)$ ,<sup>13</sup> que difiere notablemente en nivel y en variación de la serie trimestral oficial generada por el INEGI (gráfica 1).

Gráfica 1.  
México: Tasa de desempleo



Nota: A: Cálculo propio; B: INEGI.

Es evidente que la evolución que presenta nuestra variable destaca con respecto a las que exhiben otros países de Latinoamérica y de la OCDE. Sin embargo, la tasa del INEGI también ha generado múltiples cuestionamientos en términos de que presenta subvaluación. Por otra parte, aceptamos que nuestro indicador

<sup>13</sup> Donde: *PEA* = Población Económicamente Activa, (INEGI, 2006), y *PO* = Población Ocupada, (CONAPO, 2006).

bien puede presentar exactamente el problema opuesto de sobrevaluación, debido principalmente a que no considera a la Población Económicamente Inactiva, además de los consabidos problemas de registro y congruencia histórica de la serie de la Población Ocupada.<sup>14</sup> Sin embargo, nuestra técnica econométrica permite aislar parcialmente estos problemas, en la medida que los coeficientes estimados logran capturar las relaciones estructurales que nos ocupan.<sup>15</sup>

### 3. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Los resultados del cuadro 3 muestran que la ley de Okun se cumple para la economía mexicana, con magnitudes propias de una economía que sufre alto desempleo estructural, que es intensiva en trabajo y que registra en general baja productividad.

Cuadro 3  
México: Resumen de resultados, 1970-2004

| Modelo                                | Ecuación estimada                          | Coeficiente de Okun |             | Promedio |
|---------------------------------------|--|---------------------|-------------|----------|
|                                       |  | $\beta_2$           | $1/\beta_2$ |          |
| [4] Primeras Diferencias              | $\Delta U_t = 2.349\mu_t - 0.403\dot{Y}_t$ | 0.403               | 2.481       | 2.25     |
| [5] Prueba de Brechas                 | $U_t = 14.65\mu_t + 0.456Y_t^{BK}$         | 0.456               | 2.192       |          |
| [6] Ajuste de Tendencia y Elasticidad | $\ln E_t = 0.481\ln Y_t - 2.661\mu_t$      | 0.481               | 2.079       |          |

<sup>14</sup> Este comentario fue hecho inicialmente por Rubén Chavarín y, posteriormente, por los asistentes al Seminario Interno de Investigación del Banco de México, 19 de mayo de 2006, donde fue presentada una versión preliminar de este trabajo.

<sup>15</sup> Este punto se trata con mayor detalle en el apartado siguiente.

Nota:  $U_t$  = TADE;  $\dot{Y}_t$  = tasa de crecimiento del producto;  $Y_t^{BK}$  = brecha de producción,  $(Y_t^P - Y_t)/Y_t^P$ ;  $Y_t^P$  = producto potencial calculado con filtro de Kalman;  $E_t = (100 - U_t)$ ;  $Y_t$  = producto observado y  $t$  = tiempo.

Una bondad de los modelos que aquí empleamos radica en su sensibilidad dinámica.<sup>16</sup> La diferencia principal de los parámetros  $\beta_1$  de Okun y los  $\mu_t$  de las ecuaciones [4] a [6], estriba en que estos últimos varían en el tiempo; más aún, los componentes  $\mu_t$  capturan los movimientos de largo plazo<sup>17</sup> de las series empleadas así como los efectos que los  $\beta_2$  no logran explicar. Por ejemplo, la ecuación [4] indica que, en ausencia de crecimiento, la tasa de desempleo cambiaría año con año en una proporción de 2.349 pero multiplicada por las variaciones de  $\mu_t$ . De manera similar al artículo de Okun, los resultados de [6] muestran que la economía mexicana ha sufrido una reducción en su capacidad de generar empleos de 2.661 para cada observación (también multiplicada por las variaciones de  $\mu_t$ ). Esta misma ecuación reporta una elasticidad empleo del producto de 0.481, que es consistente con la estimada por otros autores (Hernández, 1998 y Loría, 2006).<sup>18</sup> Por otro lado, la ecuación [5] sugiere un resultado muy polémico en virtud de que indica que la tasa natural de

---

<sup>16</sup> Previamente advertimos que en el anexo C presentamos las pruebas de correcta especificación de los modelos y del producto potencial ([4]-[7]). Sin embargo, conviene mencionar desde ahora que los modelos no incurren en correlación serial, heterocedasticidad ni cambio estructural.

<sup>17</sup> Harvey (2000: 1) define a  $\mu_t$  como “el componente de una serie que cambia lentamente en el tiempo”, el cual al ser extrapolado indica con claridad el movimiento futuro de largo plazo.

<sup>18</sup> De igual manera, llama la atención que es superior a la que estimó Okun en la ecuación [3], pero que resulta consistente con la diferencia en la intensidad del trabajo entre economías.

desempleo para nuestro país sería de 14.65, valor próximo a la media registrada para todo el periodo de estudio.

Por otra parte, y en virtud de que probamos que las variables involucradas en cada ecuación además de presentar el mismo orden de integración, están cointegradas,<sup>19</sup> probamos satisfactoriamente la existencia de causalidad bidireccional en las variables participantes.<sup>20</sup> En esa virtud, también es plausible hacer la lectura económica en el sentido de Okun y, de esta manera, medir el efecto dinámico del desempleo sobre el crecimiento económico.

## CONCLUSIONES

Hemos puesto especial interés en la fundamentación teórica y de política económica, y en el proceso estocástico que caracteriza a las series de tiempo para validar la ley de Okun en México para datos anuales, 1970-2004. Al hacerlo, hemos logrado especificaciones estadísticamente robustas que prueban con solvencia que, tal como lo planteó Okun en 1962, variaciones en el producto potencial y corriente traen consigo variaciones en la tasa de desempleo y viceversa. La utilización de vectores autoregresivos (en su forma reducida) corroboró el sentido y la causalidad correctos entre las variables participantes.

---

<sup>19</sup> Debemos advertir que en el caso del modelo [5],  $Y^{BK}$  puede tomarse como I(1) debido a que encontramos que al hacer las pruebas de raíces unitarias, se encuentra en una zona de indefinición. Por otro lado, y como ya se advirtió previamente, en el caso del modelo [4], las variables involucradas son I(0), por lo que no tiene sentido hacer el análisis de cointegración. Véase cuadro 1A del anexo A.

<sup>20</sup> Ver anexo B.

De igual manera, esta reparametrización nos permitió ratificar los efectos de persistencia dinámica que sugiere la ley de Okun.

Nuestros modelos estructurales incluyen el parámetro  $\mu_i$  que recoge los movimientos de las variables incorporadas, así como la información que no incorporan los regresores específicos de cada ecuación.

Nuestro principal hallazgo es que el coeficiente de Okun se encuentra en el intervalo 2.08-2.5, resultado congruente con una economía que sufre de alto desempleo, que es intensiva en fuerza de trabajo y que reporta baja productividad. Al mismo tiempo, hemos presentado las estimaciones de otros autores para varias economías desarrolladas y de América Latina. Un rasgo importante es que parece existir correlación negativa entre el grado de flexibilidad de los mercados laborales y el coeficiente de Okun.

Una conclusión fundamental del artículo de Okun se refiere a que los cambios en el nivel de actividad económica se asocian a desplazamientos en la composición del empleo y de la producción industrial. Si bien este punto no fue tratado en el documento, por su enorme relevancia de política económica merece algunos comentarios. En un trabajo reciente, Ros (2005) prueba empíricamente para un grupo de países latinoamericanos que quienes han tenido mejor desempeño en los años recientes en el desempleo son los que incrementaron sus razones de exportaciones manufactureras y de empleo manufacturero. De igual manera, encuentra que la elevación de la inversión total que estimula la acumulación de acervos de capital genera un doble efecto

benéfico sobre el empleo y el desempleo, debido a que eleva la productividad y la producción de los sectores formal e informal. Estos argumentos están en línea con la hipótesis central de Okun (1962) y de Kaldor (1966), que le atribuyen al sector manufacturero, principalmente al subsector exportador, el liderazgo y la responsabilidad de una estrategia exitosa de crecimiento económico.

La evolución que han mostrado las variables de empleo y desempleo en México en las dos últimas décadas se explican en estas hipótesis. En efecto, la inserción de México en la globalidad desde mediados de los años ochenta se ha sustentado principalmente en estimular las maquilas intensivas en fuerza de trabajo (que presentan muy bajos encadenamientos interindustriales) y en descuidar a la agricultura tradicional. En consecuencia, no es de extrañar que la contribución del producto y del empleo de los sectores agropecuario y manufacturero continúe disminuyendo. El primero, por una importante descomposición productiva que eleva la presión de la fuerza de trabajo sobre los sectores informales urbanos y sobre los servicios de baja calidad. Y el segundo, porque la industrialización que se ha seguido con la apertura comercial no ha sido la más adecuada en los términos referidos. Al respecto véase Loría y Brito (2005).

Ante un sector manufacturero poco dinámico y que ha perdido liderazgo en el crecimiento económico, es difícil pensar en que el desempleo pueda contenerse. Por lo anterior, es conveniente que en el contexto actual, en que se ha logrado una exitosa estabilidad de los fundamentales macroeconómicos, de inmediato



se priorice una política industrial activa que incentive a los sectores manufactureros y de servicios dinámicos de alto valor agregado que son puntales en la fase actual de la globalización.

## ANEXOS

### A. ESTADÍSTICAS BÁSICAS Y RAÍCES UNITARIAS, 1970-2004

Cuadro 1A

|              | $U$    | $\Delta U$           | $\ln Y$             | $\dot{Y}$            | $Y^{BK}$            | $\ln E$ | $\Delta \ln E$       |
|--------------|--------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------|----------------------|
| Media        | 13.113 | 0.838                | 13.844              | 3.750                | -100.075            | 4.459   | -0.010               |
| Mediana      | 14.302 | 0.741                | 13.858              | 4.160                | -101.281            | 4.451   | -0.008               |
| Desv. Est.   | 9.467  | 1.771                | 0.345               | 3.631                | 4.995               | 0.111   | 0.021                |
| Sesgo        | 0.214  | 0.681                | -0.493              | -0.730               | 1.109               | -0.316  | -0.885               |
| Kurtosis     | 1.646  | 3.759                | 2.352               | 3.429                | 4.343               | 1.742   | 4.287                |
| Jarque-Bera  | 2.939  | 3.443                | 2.032               | 3.281                | 9.801               | 2.889   | 6.787                |
| Probabilidad | 0.230  | 0.179                | 0.362               | 0.194                | 0.007               | 0.236   | 0.034                |
| <hr/>        |        |                      |                     |                      |                     |         |                      |
| ADF          | -2.860 | -4.773 <sup>1*</sup> | -2.811              | -3.914               | -2.741 <sup>1</sup> | -2.641  | -4.594               |
| DF-GLS       | -2.585 | -4.912               | -1.544 <sup>2</sup> | -3.972 <sup>2*</sup> | -2.622 <sup>3</sup> | -2.388  | -4.873               |
| PP           | -3.020 | -4.719               | -1.571 <sup>4</sup> | -3.914               | -2.705 <sup>5</sup> | -2.877  | -4.594 <sup>1*</sup> |
| KPSS         | 0.361  | 0.162                | 1.370               | 0.137 <sup>1*</sup>  | 0.303 <sup>6</sup>  | 0.460   | 0.221                |

Pruebas ADF, GLS, PP y KPSS en niveles no significativas al 90% de confianza, con intercepto, tendencia y un rezago.

<sup>1</sup> Con intercepto y sin rezagos, válida al 90%; <sup>2</sup> sin rezagos; <sup>3</sup> con intercepto, válida al 95%; <sup>4</sup> con intercepto y un rezago; <sup>5</sup> con intercepto y un rezago, válida al 90%; <sup>6</sup> con intercepto, válida al 99%.

Pruebas ADF, PP y KPSS en primeras diferencias válidas al 99% de confianza, con intercepto y sin rezagos; Prueba DG-GLS con intercepto, tendencia y sin rezagos.

<sup>1\*</sup> Con tendencia e intercepto; <sup>2\*</sup> con intercepto.

Se concluye que  $U$ ,  $\ln Y$  y  $\ln E \sim I(1)$ , y que  $Y^{BK}$  se encuentra en un punto crítico, por lo que puede incorporarse como  $I(1)$  en las ecuaciones [5] y [5'].

### B. ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

Con el fin de probar causalidad de Granger por bloques y su sentido, estimamos sendos VAR's en forma reducida<sup>21</sup> con la misma especificación de las ecuaciones [4]-[6]. Para la reparametrización de [4'] incluimos constante con cinco rezagos; la de [5'] sin constante, con tendencia determinística y 2 rezagos; y la de [6'], con constante y dos rezagos.<sup>22</sup> El análisis impulso-respuesta se hizo con el procedimiento de Pesaran y Shin (1998). Las graficas 1B a 3B prueba nuestra hipótesis en la medida que el aumento en la variación del desempleo desplaza hacia abajo al crecimiento; de igual forma, el aumento del desempleo

<sup>21</sup> Stock y Watson (2001).

<sup>22</sup> Se hicieron las respectivas pruebas de correcta especificación de los modelos, las cuales están a disposición de los lectores.

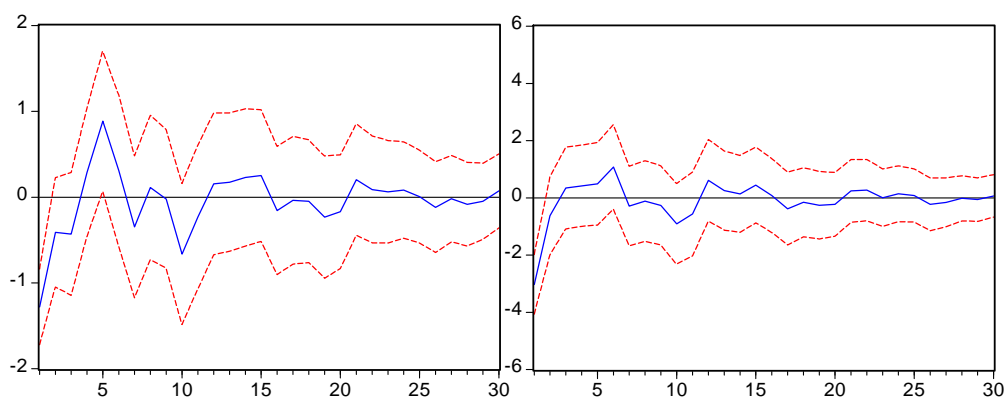
amplía la brecha de producción; y, por último, el aumento de la ocupación estimula el crecimiento.

Cuadro 1B  
Prueba de causalidad en el sentido de Granger, 1970-2004

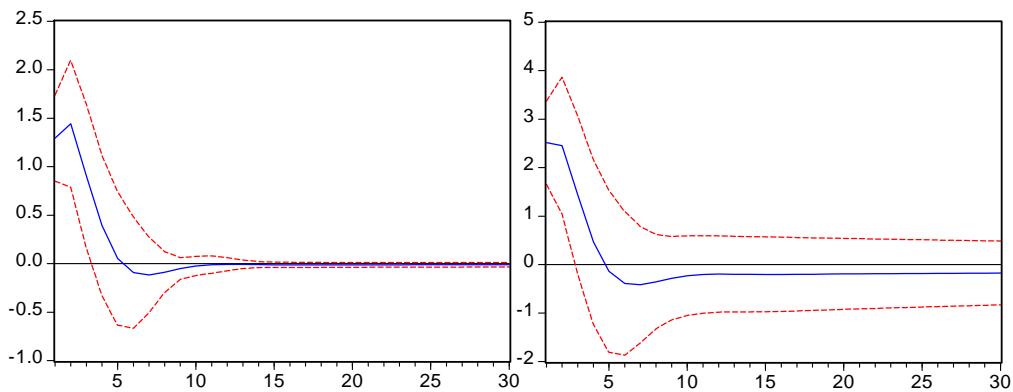
| Modelo VAR | Ho: No causalidad                 | $\chi^2$ (5) | Probabilidad |
|------------|-----------------------------------|--------------|--------------|
| [4']       | $\Delta U_t$ no causa $\dot{Y}_t$ | 9.58         | 0.087        |
|            | $\dot{Y}_t$ no causa $\Delta U_t$ | 15.51        | 0.0084       |
|            |                                   | $\chi^2$ (2) |              |
| [5']       | $U_t$ no causa $Y_t^{BK}$         | 8.16         | 0.016        |
|            | $Y_t^{BK}$ no causa $\Delta U_t$  | 4.90         | 0.086        |
|            |                                   | $\chi^2$ (2) |              |
| [6']       | $\ln E_t$ no causa $\ln Y_t$      | 7.36         | 0.025        |
|            | $\ln Y_t$ no causa $\ln E_t$      | 6.38         | 0.041        |

Nota: número de rezagos entre paréntesis.

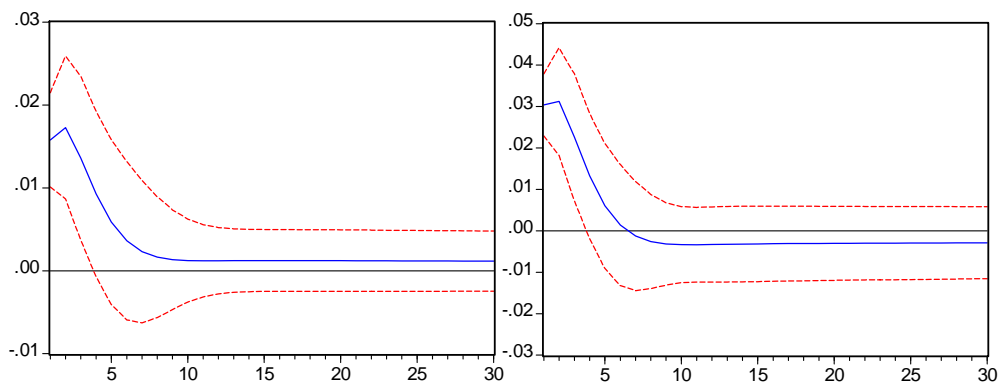
Gráfica 1B  
Modelo [4']: Análisis Impulso Respuesta  
Respuesta de  $\Delta U_t$  a  $\dot{Y}_t$       Respuesta de  $\dot{Y}_t$  a  $\Delta U_t$



Gráfica 2B  
 Modelo [5']: Análisis Impulso Respuesta  
 Respuesta de  $U_t$  a  $Y_t^{BK}$                       Respuesta de  $Y_t^{BK}$  a  $U_t$



Gráfica 3B  
 Modelo [6']: Análisis Impulso Respuesta  
 Respuesta de  $\ln E_t$  a  $\ln Y_t$                       Respuesta de  $\ln Y_t$  a  $\ln E_t$



Finalmente, y para sustentar satisfactoriamente el análisis de causalidad en el sentido de Granger con los modelos [5'] y [6'], se utilizó el procedimiento de Johansen para determinar la existencia de cointegración entre las variables especificadas. Los resultados asentados en el cuadro 2B confirman que las series  $U_t$  y  $Y_t^{BK}$  y las series  $\ln E_t$  y  $\ln Y_t$  están cointegradas.

Cuadro 2B  
 Pruebas de cointegración, 1970-2004

| Modelo VAR | Número de rezagos | Estadístico de la Traza | Valor crítico |
|------------|-------------------|-------------------------|---------------|
| [5']*      | 3                 | 24.73                   | 20.26         |
| [6']*      | 1                 | 34.57                   | 20.26         |

\*Se encontró un vector de cointegración al 95% de confianza.

## C. PRUEBAS ESTADÍSTICAS DE CORRECTA ESPECIFICACIÓN

Cuadro 1C  
Pruebas estadísticas<sup>23</sup>

| Estadístico        |           | Descripción  |
|--------------------|-----------|--|
| Bondad de ajuste   | $R^2$     | Estadístico clásico de determinación.  |
| Normalidad         | $N$       | Estadístico <i>Bowman-Shenton</i> (Doornik y Hansen, 1994) que tiene una distribución $\chi^2$ con dos grados de libertad.                                 |
| Autocorrelación    | $D$       | Estadístico clásico Durbin-Watson, distribuido aproximadamente como $N(2, 4/T)$ .  |
|                    | $r(j)$    | Indica si existe autocorrelación en el rezago $j$ , se distribuye aproximadamente como $N(0, 1/T)$ .   |
|                    | $Q(p, q)$ | Estadístico <i>Box-Ljung</i> basado en las primeras $p$ autocorrelaciones, debe ser comparado contra una distribución $\chi^2$ con $q$ grados de libertad. |
| Heterocedasticidad | $H(h)$    | Distribuido aproximadamente como una $F$ con $(h, h)$ grados de libertad.  |

### MODELO [4]: PRIMERAS DIFERENCIAS

$$\Delta U_t = (1 \ 0 \ Y_t)x_t + (\sigma_\varepsilon^2 \ 0 \ 0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

$$x_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & \sigma_\zeta^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

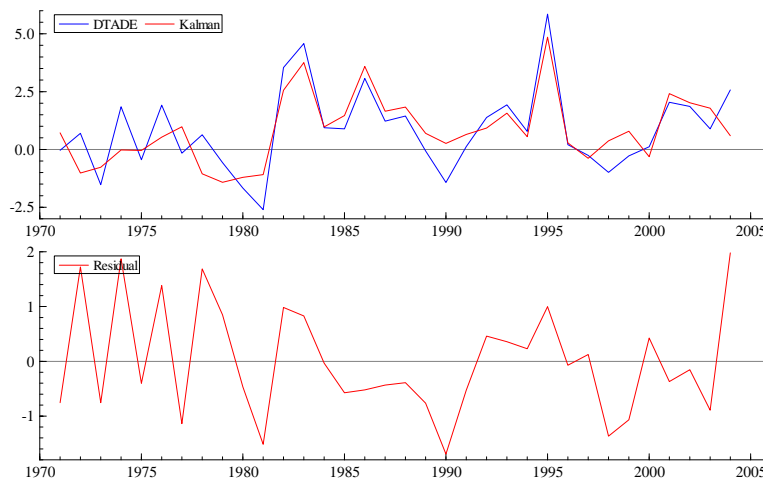
<sup>23</sup> Utilizamos el programa STAMP.6 (Koopman, et al., 2000). El desarrollo de las pruebas de correcta especificación puede consultarse en: Harvey y Koopman (1992) y Harvey (2001).

Cuadro 2C  
 México: Ley de Okun, 1970-2004

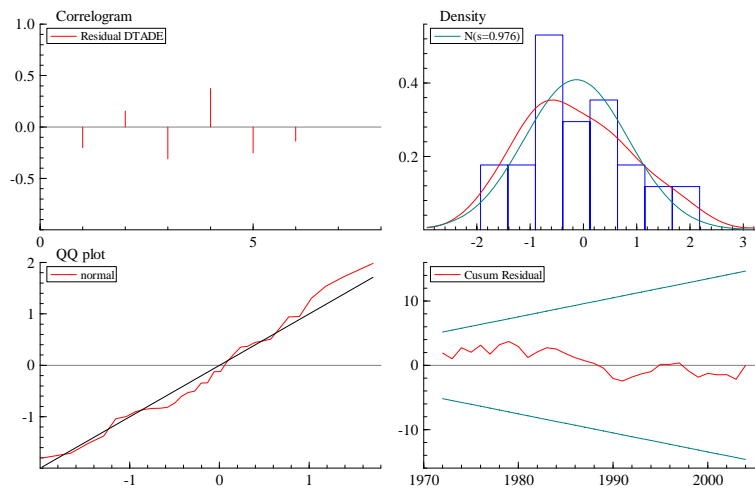
|  |       |       |
|--|-------|-------|
| $\Delta U_t = 2.349\mu - 0.403\dot{Y}$<br>(9.33) (-8.29) |       |       |
| $R^2$  |       | 0.80  |
| $N$  |       | 1.48  |
| DW   |       | 2.05  |
| r  | (1)   | -0.17 |
|  | (7)   | -0.11 |
| Q  | (7,6) | 10.11 |
| H  | (11)  | 0.53  |

Nota: estadístico t entre paréntesis.

Gráfica 1C  
 Primeras Diferencias: Ajuste de estimación



Gráfica 2C  
 Primeras Diferencias: Bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural



## MODELO [5]: PRUEBA DE BRECHAS

$$U_t = (1 \ 0 \ Y_t^{BK})x_t + (\sigma_\varepsilon^2 \ 0 \ 0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

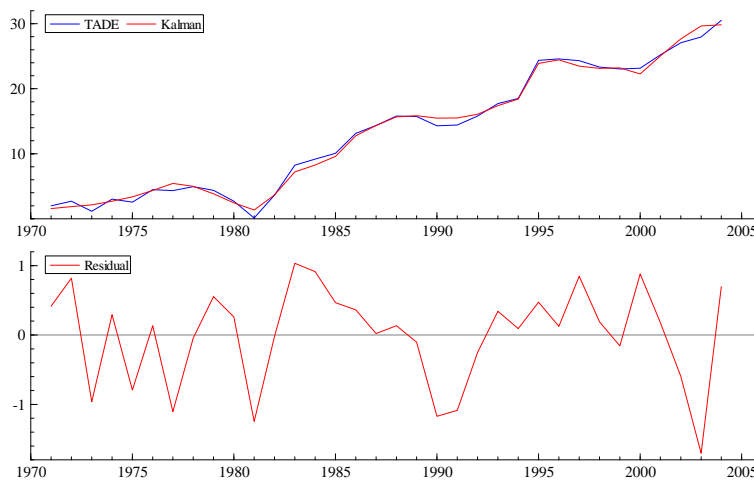
$$x_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & \sigma_\zeta^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\xi^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

Cuadro 3C  
México: Ley de Okun, 1970-2004

|   |       |       |
|---|-------|-------|
| $U = 14.650 \mu + 0.456 Y^{BK}$                   |       |       |
| <small>(3.19)                      (9.81)</small> |       |       |
| $R^2$   | 0.98  |       |
| $N$   | 1.29  |       |
| DW  | 1.70  |       |
| r   | (1)   | -0.06 |
|   | (8)   | 0.03  |
| Q   | (8,6) | 8.85  |
| H   | (10)  | 0.77  |

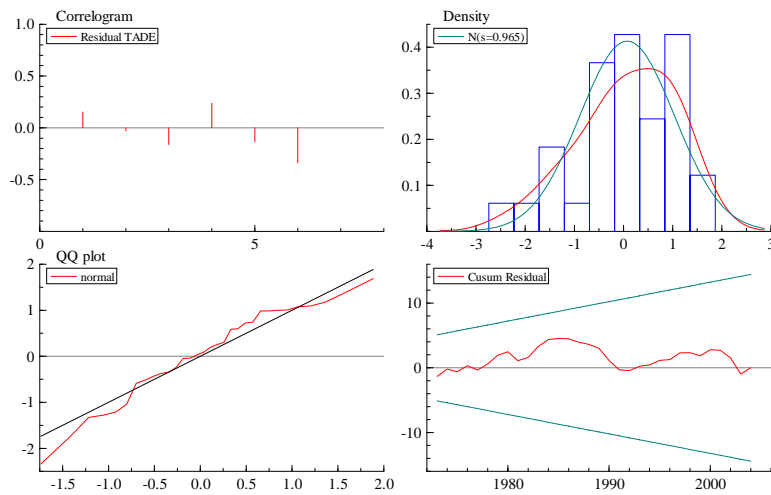
Nota: estadístico t entre paréntesis

Gráfica 3C  
Prueba de Brechas: Ajuste de estimación



### Gráfica 4C

*Prueba de Brechas: Bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural*



### MODELO [6]: AJUSTE DE TENDENCIA Y ELASTICIDAD

$$\ln E_t = (1 \quad 0 \quad \ln Y_t)x_t + (\sigma_\varepsilon^2 \quad 0 \quad 0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

$$x_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & \sigma_\zeta^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\xi^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

### Cuadro 4C

México: Ley de Okun, 1970-2004

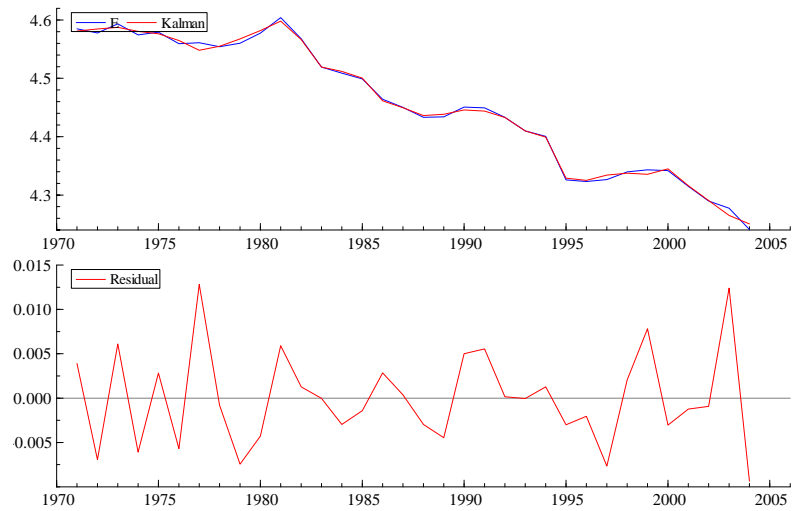
|                                       |       |       |
|---------------------------------------|-------|-------|
| $\ln E_t = 0.481 \ln Y_t - 2.661 \mu$ |       |       |
| (8.62)                      (-3.32)   |       |       |
| $R^2$                                 | 0.98  |       |
| $N$                                   | 1.88  |       |
| DW                                    | 1.77  |       |
| r                                     | (1)   | -0.04 |
|                                       | (8)   | 0.04  |
| Q                                     | (8,6) | 6.60  |
| H                                     | (10)  | 1.00  |

Nota: estadístico t entre paréntesis



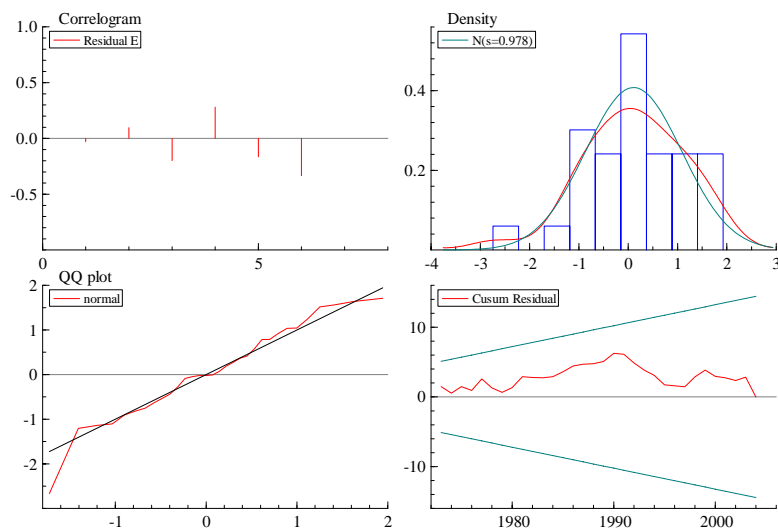
Gráfica 5C

*Ajuste de Tendencia y Elasticidad: Ajuste de estimación*



Gráfica 6C

*Ajuste de Tendencia y Elasticidad: Bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural*



**MODELO [7]: PRODUCTO POTENCIAL**

$$Y_t^P = (1 \ 0)x_t + (\sigma_\varepsilon^2 \ 0 \ 0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

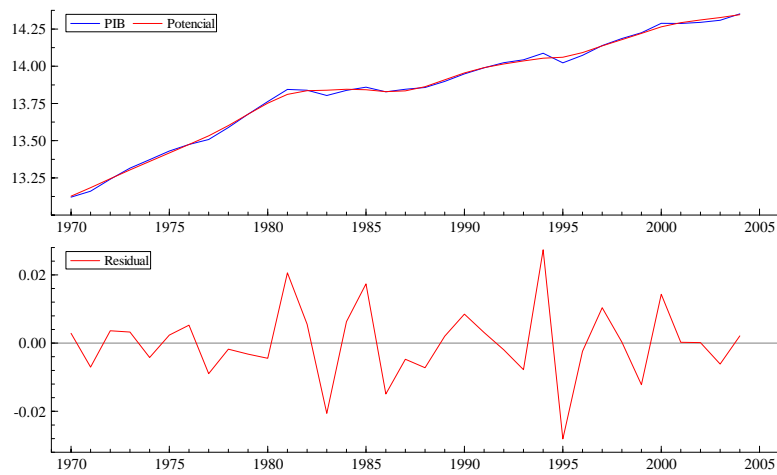
$$x_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\xi^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

Cuadro 5C  
 México: Producto Potencial, 1970-2004

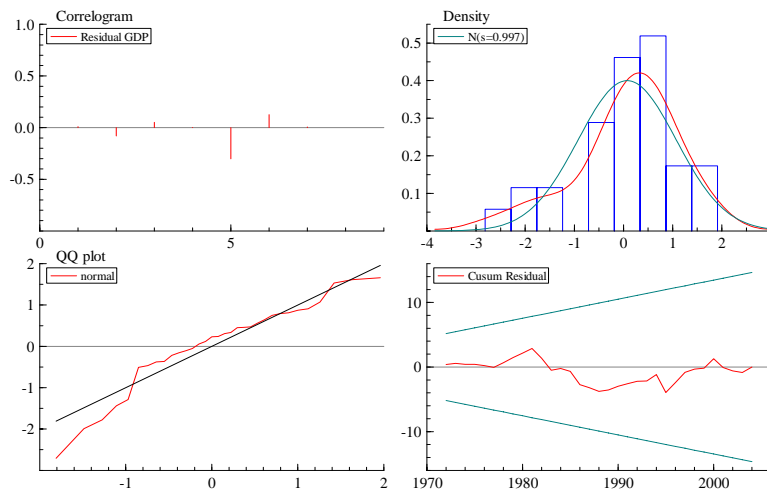
|       |       |       |
|-------|-------|-------|
| $R^2$ |       | 0.98  |
| N     |       | 5.01  |
| DW    |       | 1.94  |
| R     | (1)   | 0.08  |
|       | (8)   | -0.07 |
| Q     | (8,6) | 4.54  |
| H     | (11)  | 1.74  |

Nota: número de rezagos entre paréntesis

Gráfica 7C  
 Filtro de Kalman: Ajuste de estimación



Gráfica 8C  
 Filtro de Kalman: Bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural



## BIBLIOGRAFÍA

- Abril, J. C., H. D. Ferullo & A. Gaínza (1996). *Estimación de la relación de Okun: Argentina 1980-1996*. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Tucumán, Argentina.
- Altig, D., T. Fitzgerald & P. Rupert (1997). "Okun's Law Revisited: Should we Worry about Low Unemployment?", *Economic Commentary*. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Barreto, H. & F. Howland (1993). *There are Two Okun's Law Relationships between Output and Unemployment*. Wabash College, Crawfordsville, USA.
- Cerra, V. & S. Chaman (2000). *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden*. IMF Working Paper, International Monetary Fund.
- Chavarín, R. (2001). "El costo del desempleo medido en producto. Una revisión empírica de la Ley de Okun para México", *El Trimestre Económico*. Vol. LXVIII, Núm. 270, FCE, México.
- Charemza, W. & D. Deadman (1999), *New Directions in Econometric Practice. General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*, Aldershot, Edward Elgar.
- CONAPO (2006). *Indicadores Básicos*.  
[www.conapo.gob.mx/00cifras/00indicadores.htm](http://www.conapo.gob.mx/00cifras/00indicadores.htm)
- Durbin, J. & S. J. Koopman (2000). *Time Series Análisis by State Space Methods*. Oxford University Press, Oxford.
- Engle, R. F. & Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*. 35.
- Garavito, C. (2002). *La Ley de Okun en el Perú: 1970-2000*. Pontificia Universidad Católica de Perú.
- González, J. A. (2002). *Labor Market Flexibility in Thirteen Latin American Countries and the United States: Revisiting and Expanding Okun Coefficients*. Center for Research on Economic Development and Policy Reform, Stanford University, Working Paper No. 136.
- Hamada, K. & Y. Kurosaka (1984). "The Relationship Between Production and Unemployment in Japan", *European Economic Review*. 25: 71-84.
- Harvey, A. C.  
\_\_\_\_\_ (2004). "Forecasting with Unobserved Components Time Series Models", *Handbook of Economic Forecasting*. Faculty of Economics, University of Cambridge.

- \_\_\_\_\_ (2001). "Testing in Unobserved Components Models", *Journal of Forecasting*. 20.
- \_\_\_\_\_ (2000). *Trend Analysis*. Faculty of Economics and Politics, University of Cambridge.
- \_\_\_\_\_ (1989). *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, London.
- Harvey, A. C. & S. J. Koopman
- \_\_\_\_\_ (1994). "Trends and cycles in multivariate time series", *Journal of Business and Economic Statistics*. 10.
- \_\_\_\_\_ (1992) "Diagnostic checking of unobserved components time series models", *Journal of Business and Economic Statistics*. 10.
- Hernández, E. (1998). "Apertura Comercial, Productividad, Empleo y Contratos de Trabajo en México", en V. Tokman y D. Martínez (editores), *Productividad y Empleo en la Apertura Económica*. Organización Internacional del Trabajo, Lima, Perú.
- INEGI (2006). *Banco de Información Económica*. <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/?c=72>
- Kaldor, N. (1966). "Las causas del lento crecimiento del Reino Unido", reimpresso en *Investigación Económica*. Vol. 43, Núm. 167, Facultad de Economía, UNAM. Enero-marzo, 1984.
- Kalman, R. (1960). "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Journal of Basic Engineering*. 82.
- Koopman, S. J., A. C. Harvey, J. A. Doornik & N. Shephard (2000). *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. Timberlake Consultants.
- Lee, J. (2000). "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*. Vol. 22, Núm. 20.
- Loría, E. (2006). *Eudoxio: Modelo macroeconómico de la economía mexicana*. Facultad de Economía, UNAM. México.
- Loría, E. & L. Brito (2005). "El impacto de la inversión extranjera directa en el empleo sectorial en México: un análisis prospectivo", *Análisis Económico*. XX, 44. Universidad Autónoma Metropolitana Azcapotzalco. México.
- Moosa, I. A. (1997). "A Cross-Country Comparison of Okun's Law Coefficient", *Journal of Comparative Economics*. Núm. 24.
- Morrison, G. & H. Pike (1977). "Kalman Filtering Applied to Statistical Forecasting", *Management Science*. Vol. 23, Núm. 7.

- Okun, A. (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance", reimpresso en J. Pechman (ed.) (1983), *Economics for Policymaking*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Ozbeck, L. & U. Ozlale (2005). "Employing the extended Kalman filter in measuring the Output Gap", *Journal of Economics Dynamics & Control*. Núm. 29.
- Paldam, M. (1987). "How Much does one Percent of Growth Change the Unemployment Rate?", *European Economic Review*. Núm. 31.
- Pesaran, M. & Y. Shin (1998) "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*. 58, 17-29.
- Ros, J. (2005). *El desempleo en América Latina desde 1990*. Serie Estudios y Perspectivas, CEPAL, México.
- Schnabel, G. (2002). "Output Trends and Okun's Law", *BIS Working Papers*. Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements, Núm. 111.
- Solera, A. (2003). *El filtro de Kalman*. Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica, Costa Rica.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2001), "Vector autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*. 15, 101–115.
- Tobin, J. (1980). *In Memoriam. A Tribute to Arthur M. Okun*. The Brookings Institution, Washington, D.C.
- Welch, G. & G. Bishop (2001). *An introduction to the Kalman Filter*. Department of Computer Science, University of North Carolina.