

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

Eduardo Loría
Manuel G. Ramos

Universidad Nacional Autónoma de México

Resumen: A la luz de la ley de Okun estimamos la relación dinámica entre la tasa de desempleo y el producto mexicanos, con datos anuales (1970-2004). 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 autorregresivos 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.

Clasificación JEL: C13, C22, E24

Palabras clave: Ley de Okun, modelos estructurales de series de tiempo, filtro de Kalman, VAR, causalidad, cointegración, Okun's law, structural time series models, Kalman filter, causality, cointegration.

Fecha de recepción: 5 V. 2006

Fecha de aceptación: 27 IX 2006

* Este artículo es resultado 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 R. Chavarín y de dos árbitros anónimos, así como el apoyo técnico de L. de Jesús y J. Ramírez. Por supuesto, ninguno de ellos es responsable de lo que aquí se dice y concluye. eduardol@servidor.unam.mx

Estudios Económicos, vol. 22, núm. 1, enero-junio 2007, páginas 19-55

Dadme una certeza de raíces en horizonte quieto
Un descubrimiento que no huya a cada paso
O dadme un bello naufragio verde
Vicente Huidobro (Altazor, Canto I)

1. 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 en el trabajo seminal de Arthur Okun (Okun, 1962, p. 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”.¹

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 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

¹ Okun (1962), p. 2, traducción propia.

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 propósito de darle mayor solidez a nuestros hallazgos empíricos, probamos cointegración por el procedimiento de Johansen.² Por último, puntualizamos las principales conclusiones y delineamos algunas propuestas de debate y de política para el México contemporáneo.

2. 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).

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).³ 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 Estados Unidos. Incluso James Tobin (1980) la calificó como: “una de las regularidades empíricas más confiables de la macroeconomía”.

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 β_1 de la ecuación [1] indica la tasa de variación del desempleo de largo plazo dada por factores estructurales (demográficos, institucionales⁴ y

² 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, p. 126)

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

⁴ 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.

tecnológicos). Por otro lado, β_2 establece la relación dinámica entre variaciones del desempleo y el crecimiento de largo plazo, lo cual resulta de suponer que $\beta = 0$.

Cuadro 1
Modelos de Okun

Modelo	Ecuación estimada	Coeficiente de Okun	
		β_2	$1/\beta_2$
[1] Primeras diferencias $\Delta U_t = \beta_1 + \beta_2 \dot{Y}_t + \varepsilon_t$	$\Delta U_t = 0.3 - 0.3 \dot{Y}_t$	0.3	3.3
[2] Prueba de brechas $U_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t^B + \varepsilon_t$	$U_t = 3.72 + 0.36 Y_t^B$	0.36	2.8
[3] Ajuste de tendencia y elasticidad $\ln E_t = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 t + \varepsilon_t$	$\ln E_t = 212 + 0.4 \ln Y_t - 0.32t$	0.4 a 0.35	2.5 a 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.

En la ecuación [2], β_1 es una *proxy* de la tasa natural de desempleo que Okun asume exógenamente para calcular el producto potencial.⁵ 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 β_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.

⁵ 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%.

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 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 los noventa) 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.⁶

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 –en particular 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 –aun suponiendo que fuera determinista⁷ se resuelve el problema de raíz unitaria, no obstante, la causalidad estadística no se trata, pero se asume desde la teoría económica.⁸

3. Evidencia empírica

3.1. *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.

Aun cuando no es nuestro objetivo discutir estimaciones de otros países, los cuadros merecen algunos comentarios. Como ya se señaló,

⁶ 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.

⁷ Este punto es tratado cuidadosamente por González (2002).

⁸ 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.

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, 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 de manera determinante en esta relación.

Por lo que toca al cuadro 2B, habría que decir que existe una fuerte correlación entre países con parámetros muy altos (Argentina, Brasil y Costa Rica) y mercados que Ros (2005, p. 22) identifica como los “más intervencionistas” de la región. Por su parte, González (2002, p. 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 (2002), 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.

3.2. México

De la revisión bibliográfica que realizamos sólo encontramos dos trabajos empíricos para México. Uno es el que ya hemos reportado de González (2002), cuyo coeficiente de Okun nos resulta cuestionable en cuanto a su sentido económico, mientras que el parámetro que reporta Chavarín (2001) de 2.4⁹ 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

⁹ Generado de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos.

Cuadro 2A
Ley de Okun: algunos países desarrollados

País	Paldam (1987)		Abrii, Ferrullo y Gáinza (1996)		Mossa (1997)		Lee (2000)		Schmabel (2002)	
	β_2	$1/\beta_2$	β_2	$1/\beta_2$	β_2	$1/\beta_2$	β_2	$1/\beta_2$	β_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.	n.c.	n.c.	0.65	1.53	0.37	2.70
Canadá	0.31	3.22	n.c.	n.c.	0.49	2.03	0.60	1.66	0.33	3.03
EU	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.	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.	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

Nota: n.c. = no calculado. Los coeficientes $1/\beta_2$ fueron calculados a partir de los β_2 reportados por los autores.

Cuadro 2B
Algunos países de América Latina

<i>País</i>	<i>González (2002)*</i>	
	β_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

Nota: *p. 16. Los coeficientes $1/\beta_2$ se calcularon a partir de los β_2 reportados por el autor.

o estados¹⁰ inobservables del sistema dinámico.¹¹ Además, con el objeto de evitar espuriedad, probamos cointegración y estabilidad dinámica en los respectivos vectores autorregresivos.¹²

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 la tasa

¹⁰ Un *estado* contiene 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 (2000), Welch y Bishop (2001) y Solera (2003).

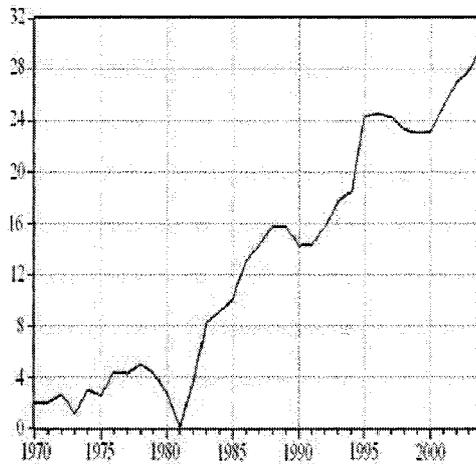
¹¹ Ver especificaciones, resultados y pruebas de diagnóstico en anexo C.

¹² Véase anexo B.

macroeconómica de desempleo como $TADE = ((PEA-PO)/PEA)$,¹³ que difiere notablemente en nivel y variación de la serie trimestral oficial generada por el INEGI (gráfica 1).

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, ya que presenta subvaluación. Por otra parte, aceptamos que nuestro indicador, bien puede presentar, exactamente, el problema opuesto de sobrevaluación, debido, principalmente, a que no considera la población económicamente inactiva; además de los consabidos problemas de registro y congruencia histórica de la serie de la población ocupada.¹⁴ 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.¹⁵

Gráfica 1
México: tasa de desempleo
A. Anual



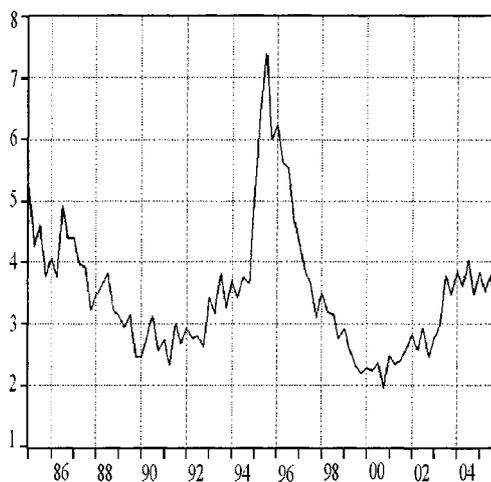
¹³ PEA = población económicamente activa (INEGI, 2006) y PO = población ocupada (Conapo, 2006).

¹⁴ Comentario hecho por R. Chavarín y por los asistentes al seminario interno de investigación de Banxico donde se presentó una versión preliminar del trabajo.

¹⁵ Este punto se trata con mayor detalle en el siguiente apartado.

Gráfica 1
(continuación)

B. Trimestral



Nota: A. cálculo propio, B. INEGI.

4. 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

<i>Modelo</i>	<i>Ecuación estimada</i>	<i>Coficiente de Okun</i>		<i>Promedio</i>
[4] Primeras diferencias	$\Delta U_t = 2.349\mu_t - 0.403Y_t$	0.403	2.481	

Cuadro 3
(continuación)

<i>Modelo</i>	<i>Ecuación estimada</i>	<i>Coficiente de Okun</i>		<i>Promedio</i>
[5] Prueba de brechas	$U_t = 14.65\mu_t + 0.456Y_t^{BK}$	0.456	2.192	2.25
[6] Ajuste de tendencia y elasticidad	$\ln E_t = 0.481 \ln Y_t - 2.661\mu_t$	0.481	2.079	

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.¹⁶ La diferencia principal de los parámetros β_1 de Okun y los μ_t de las ecuaciones [4] a [6] estriba en que, estos últimos, varían en el tiempo, más aún, los componentes μ_t capturan los movimientos de largo plazo.¹⁷ de las series empleadas, así como los efectos que los β_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 μ_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 μ_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 Loria, 2006).¹⁸ Por otro lado, la ecuación [5] sugiere un resultado

¹⁶ Previamente advertimos que en el anexo C se presentan 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.

¹⁷ Harvey (2000, p. 1) define μ_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.

¹⁸ 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.

muy polémico, en virtud de que indica que la tasa natural de 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 tanto que probamos que las variables involucradas en cada ecuación, además de presentar el mismo orden de integración, están cointegradas,¹⁹ probamos satisfactoriamente la existencia de causalidad bidireccional en las variables participantes.²⁰ 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.

5. Conclusiones

Hemos puesto especial interés en la fundamentación teórica y de política económica, así como en el proceso estocástico que caracteriza a las series de tiempo, para validar la ley de Okun en México con 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 autorregresivos (en su forma reducida) corroboró el sentido y la causalidad correctos entre las variables participantes. 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 μ_t 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

¹⁹ 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, en el caso del modelo [4], las variables involucradas son $I(0)$, por lo que no tiene sentido hacer el análisis de cointegración. Ver cuadro 1A del anexo A.

²⁰ Ver anexo B.

existir correlación negativa entre el grado de flexibilidad de los mercados laborales y el coeficiente de Okun.

Una conclusión fundamental del artículo de Okun es 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 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 aumenta la presión de la fuerza de trabajo sobre los sectores informales urbanos y 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 Loria 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 donde se ha logrado una exitosa estabilidad de los fundamentales macroeconómicos, se priorice de inmediato 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.

Bibliografía

- Abril, J. C., H. D. Ferullo y A. Gaínza (1996). *Estimación de la relación de Okun: Argentina 1980-1996*, Universidad Nacional de Tucumán, Argentina.
- Altig, D., T. Fitzgerald y P. Rupert (1997). Okun's Law Revisited: Should we Worry about Low Unemployment?, *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Barreto, H. y F. Howland (1993). *There Are Two Okun's Law Relationships Between Output and Unemployment*, Wabash College, Crawfordsville.
- Cerra, V. y S. Chaman (2000). *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden*, IMF, WP mín. 00/157.
- Chavarrín, R. (2001). El costo del desempleo medido en producto. Una revisión empírica de la ley de Okun para México, *El Trimestre Económico*, LXVIII, 270.
- Charemza, W. y 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/00indicador/res.htm
- Doornik, J. A. y H. Hansen (1994). *An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality*, Nuffield College, Oxford University (mimeo).
- Durbin, J. y S. J. Koopman (2000). *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press, Oxford.
- Engle, R. F. y C. W. Granger (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*, CREDEPR, Stanford University, WP núm. 136.
- Hamada, K. y 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*, University of Cambridge.
- (2001). Testing in Unobserved Components Models, *Journal of Forecasting*, 20.
- (2000). *Trend Analysis*, University of Cambridge.
- (1989). *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Londres.
- Harvey, A. C. y 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 (comps.), *Productividad y empleo en la apertura económica*, OIT, 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, *Investigación Económica*, vol. 43, núm. 167 (reimpreso, 1984).
- Kaiman, R. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems, *Journal of Basic Engineering*, 82.
- Koopman, S. J., et al (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.
- Loria, E. (2006). *Eudoxio: modelo macroeconómico de la economía mexicana*, UNAM, México.
- Loria, E. y L. Brito (2005). El impacto de la inversión extranjera directa en el empleo sectorial en México: un análisis prospectivo, *Análisis Económico*, XX, 44.
- Moosa, I. A. (1997). A Cross-Country Comparison of Okun's Law Coefficient, *Journal of Comparative Economics*, 24.
- Morrison, G. y H. Pike (1977). Kaiman Filtering Applied to Statistical Forecasting, *Management Science*, vol. 23, núm. 7.
- Okun, A. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance, en J. Pechman (comp.), *Economics for Policymaking*, MIT Press, Cambridge (reimpreso, 1983).
- Ozbeck, L. y U. Ozlale (2005). Employing the Extended Kaiman Filter in Measuring the Output Gap, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 29.
- Paldam, M. (1987). How much does one Percent of Growth Change the Unemployment Rate? *European Economic Review*, 31.
- Pesaran, M. y 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*, Bank for International Settlements, Working Paper 111.
- Solera, A. (2003). *El filtro de Kalman*, Banco Central de Costa Rica, Costa Rica.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (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.
- Welch, G. y G. Bishop (2001). *An Introduction to the Kalman Filter*, University of North Carolina.

Anexos
A. Estadísticas básicas y raíces unitarias, 1970-2004
Cuadro 1A

	U	ΔU	$\ln Y$	\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
ADF	-2.860	-4.773 ^{1*}	-2.811	-3.914	-2.741 ¹	-2.641	-4.594
DF-GLS	-2.585	-4.912	-1.544 ²	-3.972 ^{2*}	-2.622 ³	-2.388	-4.873
PP	-3.020	-4.719	-1.571 ⁴	-3.914	-2.705 ⁵	-2.877	-4.594 ^{1*}
KPSS	0.361	0.162	1.370	0.137 ^{1*}	0.303 ⁶	0.460	0.221

Pruebas ADF, GLS, PP y KPSS en niveles no significativas al 90% de confianza, con intercepto, tendencia y un rezago. ¹ Con intercepto y sin rezagos, válida al 90%, ² sin rezagos, ³ con intercepto, válida al 95%, ⁴ con intercepto y un rezago, ⁵ con intercepto y un rezago, válida al 90%, ⁶ 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. ^{1*} Con tendencia e intercepto, ^{2*} 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 reducida²¹ 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.²² El análisis impulso-respuesta se hizo con el procedimiento de Pesaran y Shin (1998). Las graficas 1B a 3B prueban 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 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	H_0 : No causalidad	χ^2 (5)	Probabilidad
[4']	ΔU_t no causa \dot{Y}_t	9.58	0.087
	\dot{Y}_t no causa ΔU_t	15.51	0.0084
		χ^2 (2)	
[5']	U_t no causa Y_t^{BK}	8.16	0.016
	Y_t^{BK} no causa ΔU_t	4.90	0.086
		χ^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

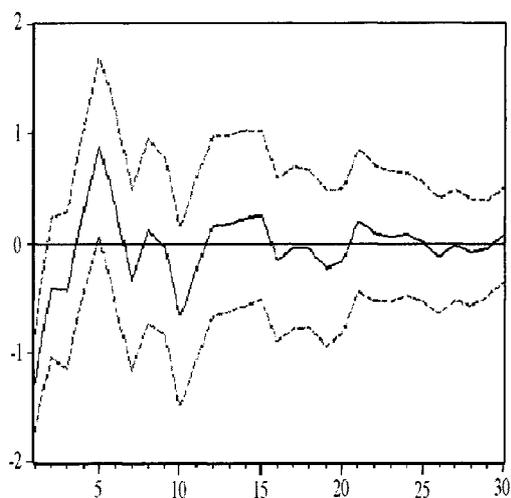
Nota: Número de rezagos entre paréntesis.

²¹ Stock y Watson (2001).

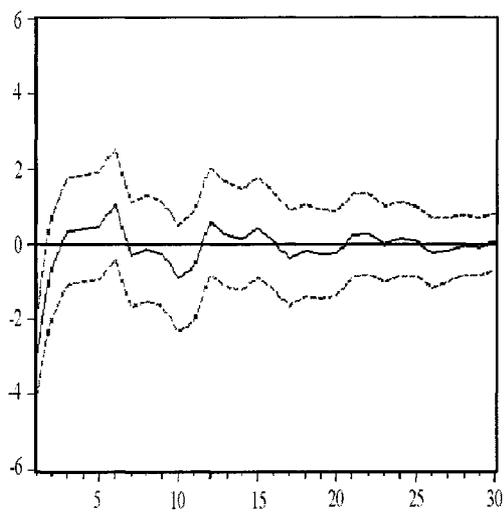
²² Se hicieron las respectivas pruebas de correcta especificación de los modelos, las cuales están a disposición de los lectores.

Gráfica 1B

*Modelo [4'] : Análisis impulso respuesta
Respuesta de ΔU_t a \dot{Y}_t*

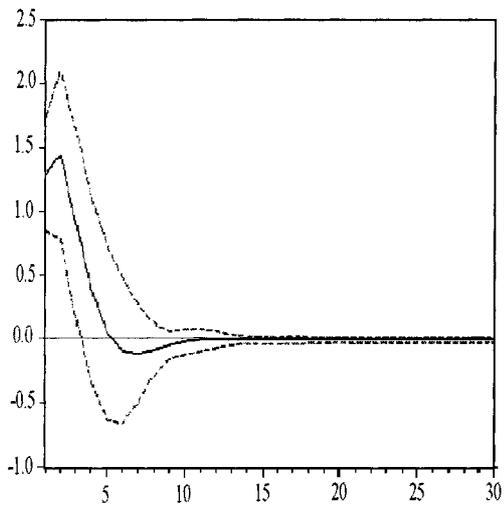


Respuesta de \dot{Y}_t a ΔU_t

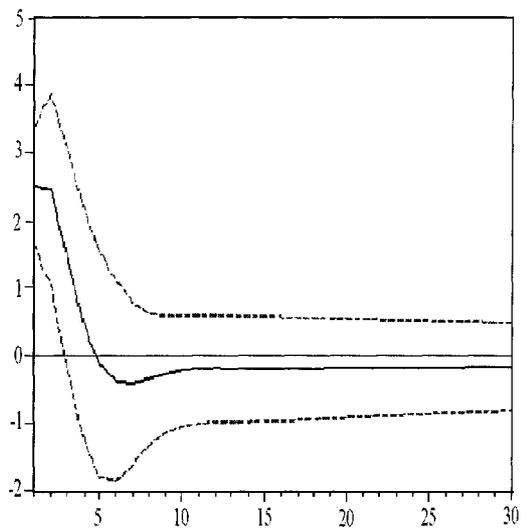


Gráfica 2B

*Modelo [5']: Análisis impulso respuesta
 Respuesta de U_t a Y_t^{BK}*

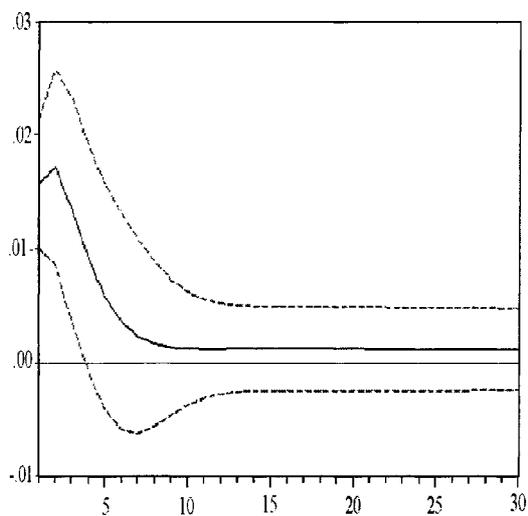


Respuesta de Y_t^{BK} a U_t

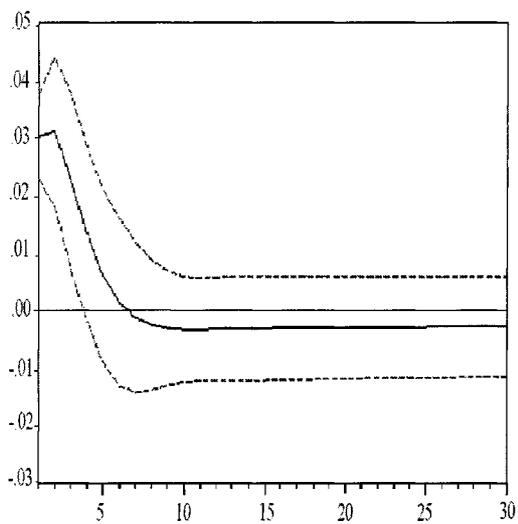


Gráfica 3B

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 de forma satisfactoria 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

<i>Modelo VAR</i>	<i>Número de rezagos</i>	<i>Estadístico de la traza</i>	<i>Valor crítico</i>
[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**

<i>Estadístico</i>		<i>Descripción</i>
Bondad de ajuste	R^2	Estadístico clásico de determinación.
Normalidad	N	Estadístico Bowman-Shenton (Doornik y Hansen, 1994) con una distribución χ^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 , distribuido aproximadamente como $N(0, 1/T)$.

Cuadro 1C
(continuación)

<i>Estadístico</i>		<i>Descripción</i>
	$Q(p, q)$	Estadístico Box-Ljung basado en las primeras p autocorrelaciones, debe ser comparado contra una distribución χ^2 con q grados de libertad.
Heterocedasticidad	$H(h)$	Distribuido aprox. como una F con (h, h) grados de libertad.

*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).

Modelo [4]: primeras diferencias

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

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

Cuadro 2C

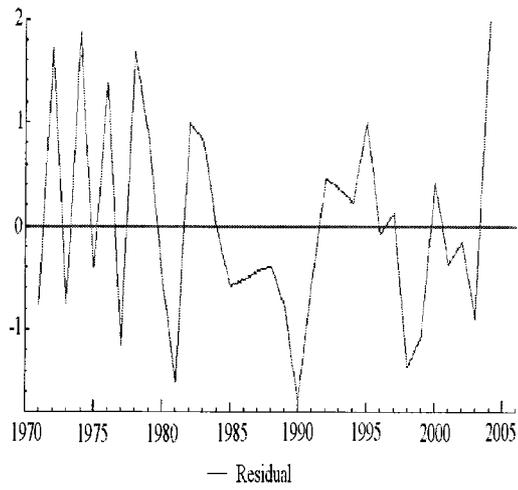
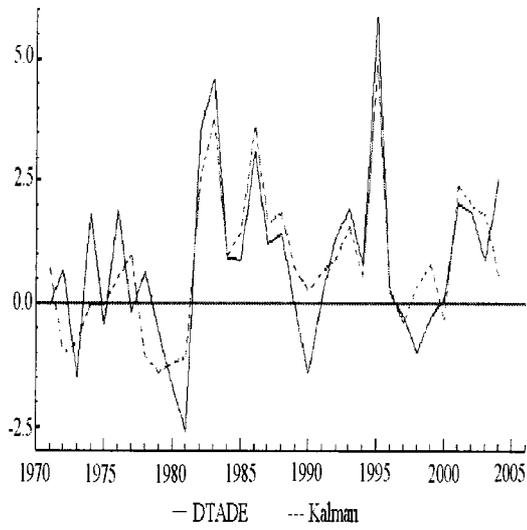
México: Ley de Okun, 1970-2004

$\Delta U_t = 2.349 \mu - 0.403 \dot{Y}$ (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.

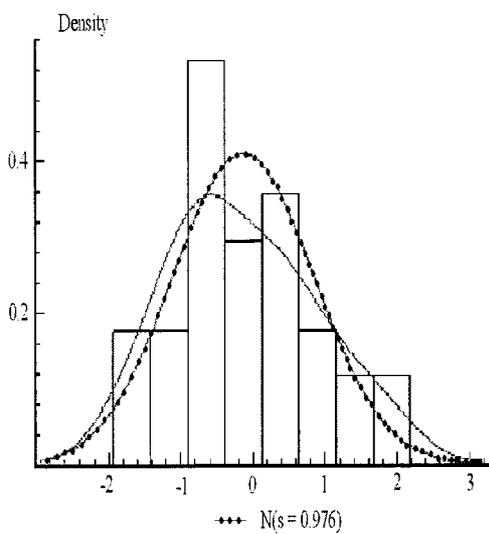
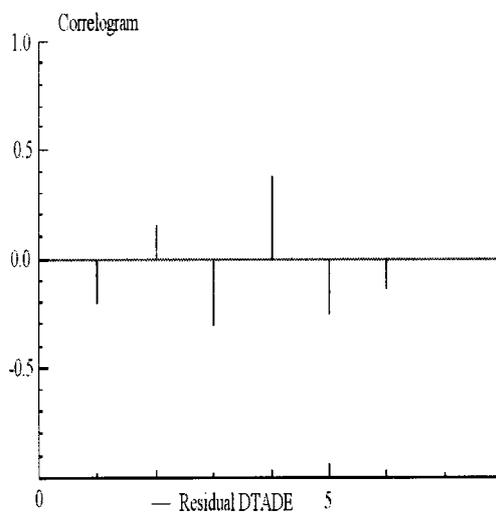
Gráfica 1C

Primeras diferencias: ajuste de estimación

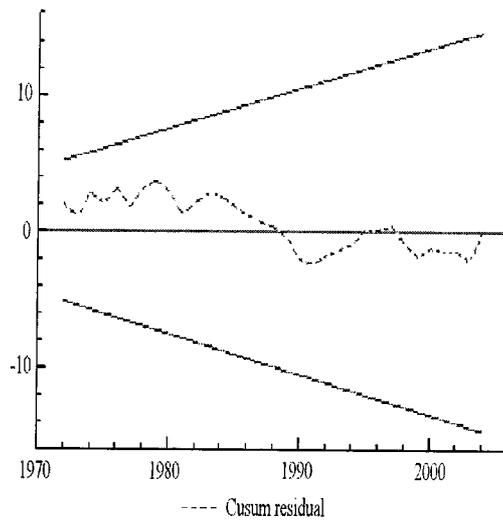
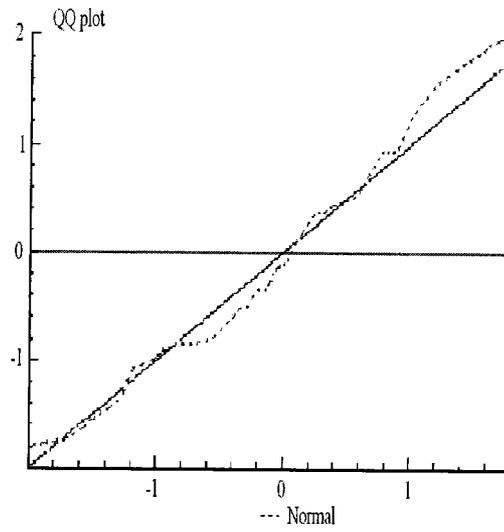


Gráfica 2C

Primeras diferencias: bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural



Gráfica 2C
(continuación)



Modelo [5]: prueba de brechas

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

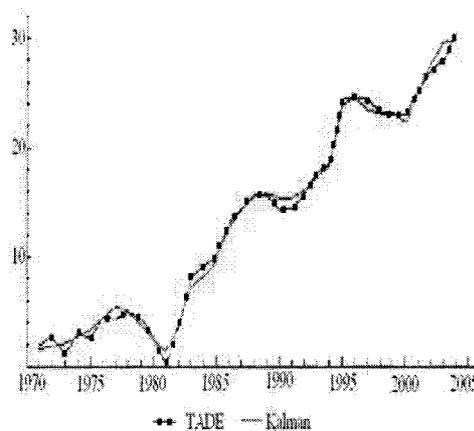
$$x_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & \sigma_\zeta^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\xi^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

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

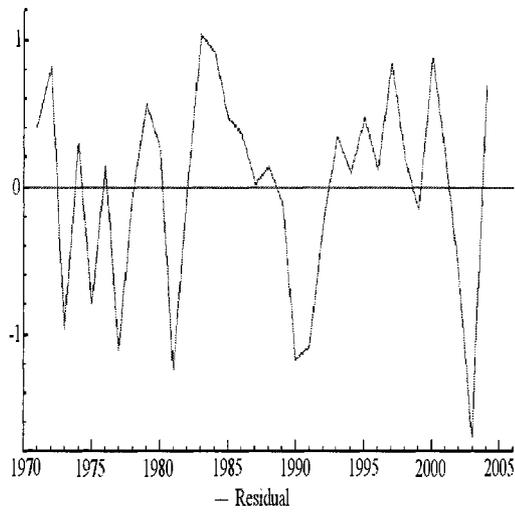
$U = 14.650 \mu + 0.456 Y^{BK}$ (3.19) (9.81)		
R^2		0.98
N		1.29
DW		1.70
r	(1)	-0.06
	(8)	0.03
Q	(8,6)	8.85
H	(10)	0.77

Nota: estadístico t entre paréntesis.

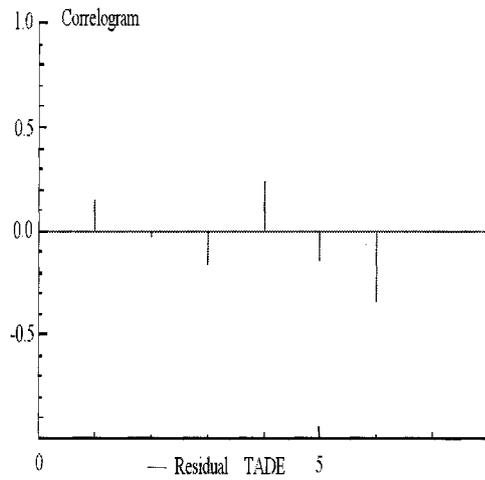
Gráfica 3C
Prueba de brechas: ajuste de estimación



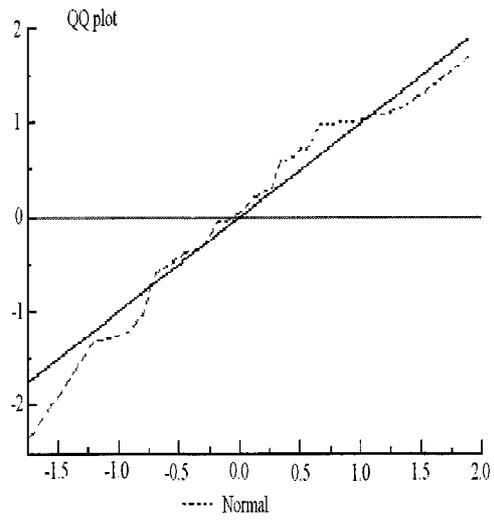
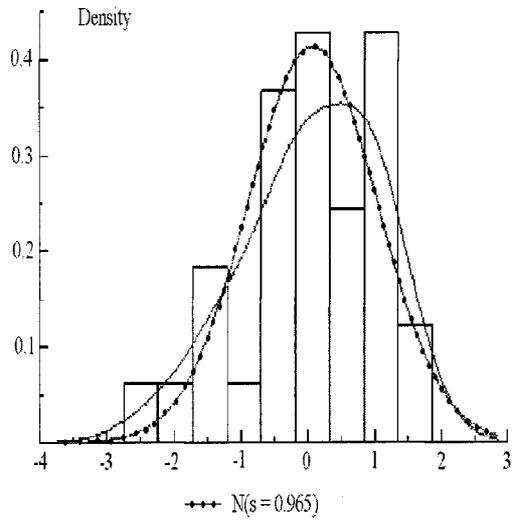
Gráfica 3C
(continuación)



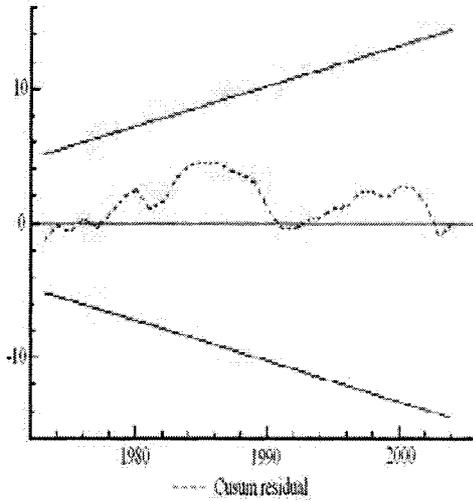
Gráfica 4C
*Prueba de brechas: bondad de ajuste de
residuales y pruebas de cambio estructural*



Gráfica 4C
(continuación)



Gráfica 4C
(continuación)



Modelo [6]: ajuste de tendencia y elasticidad

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

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

Cuadro 4C
México: Ley de Okun, 1970-2004

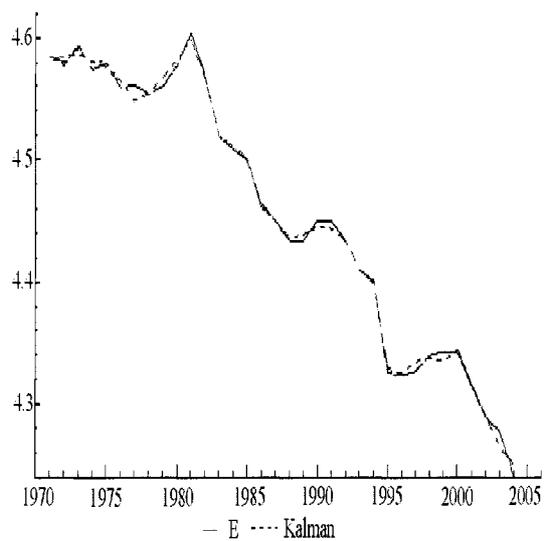
$\ln E_t = 0.481 \ln Y_t - 2.661 \mu$ (8.62) (-3.32)	
R^2	0.98
N	1.88
DW	1.77

Cuadro 4C
(continuación)

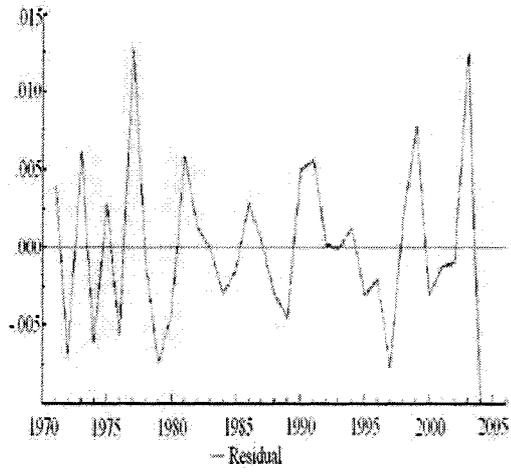
$\ln E_t = 0.481 \ln Y_t - 2.661 \mu$ (8.62) (8.62) (-3.32)		
r	(1)	-0.04
	(8)	0.04
Q	(8,6)	6.60
H	(10)	1.00

Nota: estadístico t entre paréntesis.

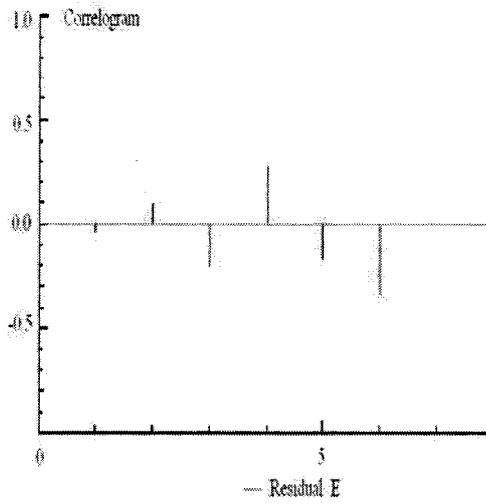
Gráfica 5C
Ajuste de tendencia y elasticidad:
ajuste de estimación



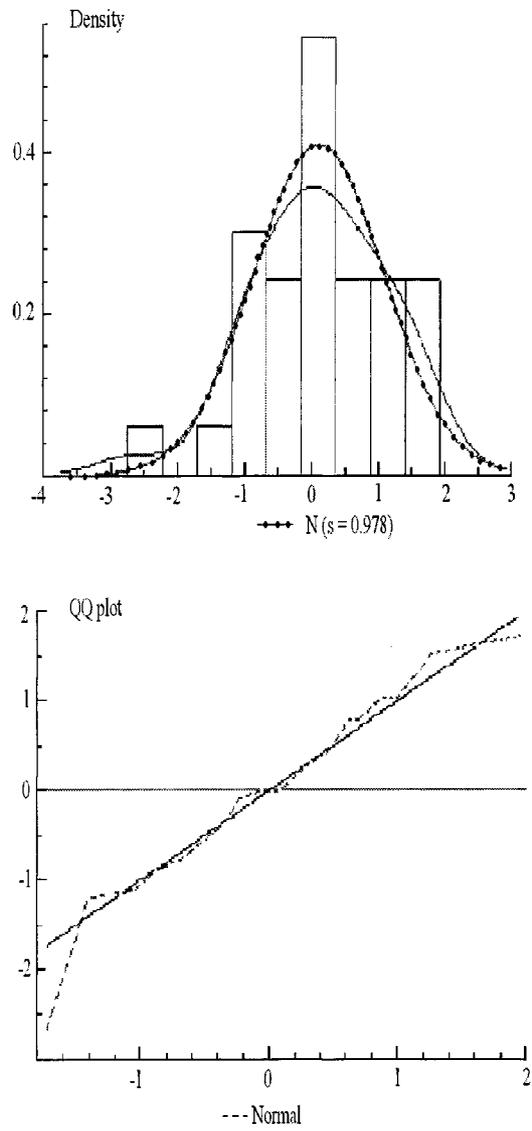
Gráfica 5C
(continuación)



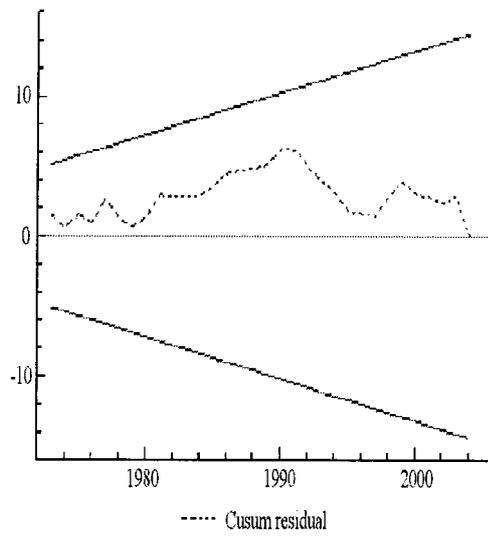
Gráfica 6C
Ajuste de tendencia y elasticidad: bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural



Gráfica 6C
(continuación)



Gráfica 6C
(continuación)



Modelo [7]: Producto potencial

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

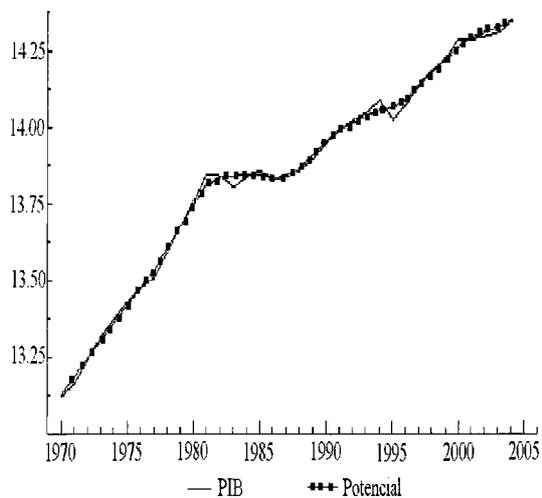
$$x_t = \begin{pmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\xi^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix}$$

Cuadro 5C
México: Ley de Okun, 1970-2004

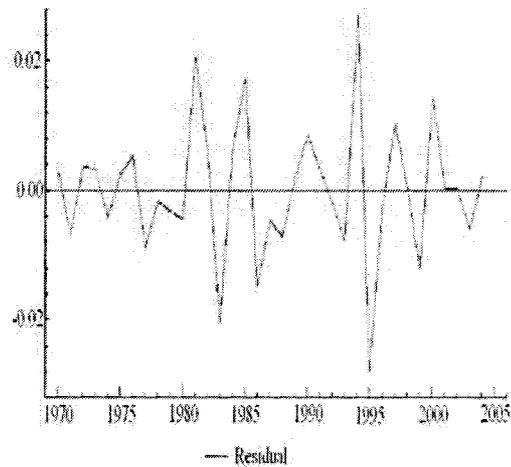
R^2		0.98
N		5.01
DW		1.94
r	(1)	0.08
	(8)	-0.07
Q	(8,6)	4.54
H	(11)	1.74

Nota: número de rezagos entre paréntesis.

Gráfica 7C
Filtro de Kalman: ajuste de estimación

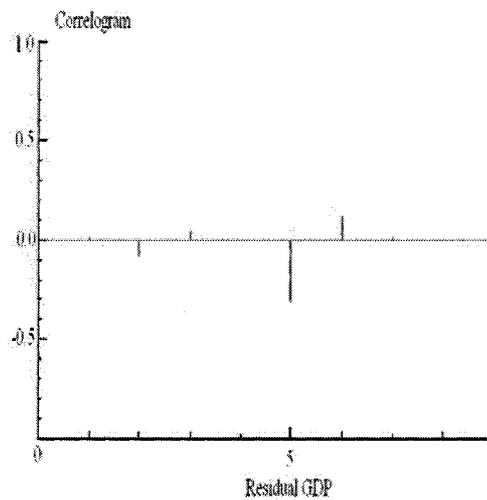


Gráfica 7C
(continuación)

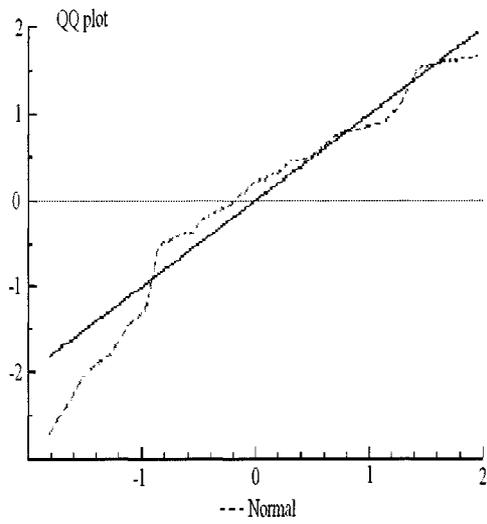
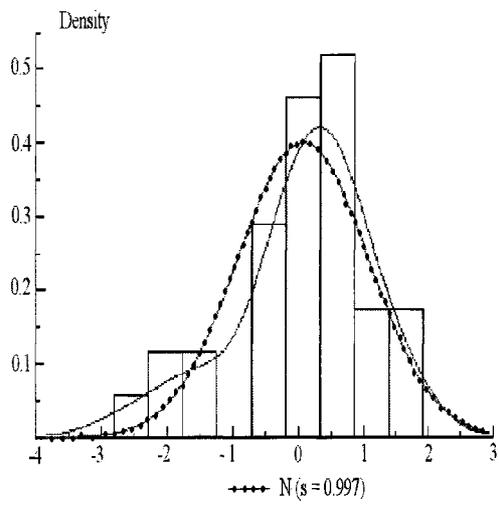


Gráfica 8C

Filtro de Kalman: bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural



Gráfica 8C
(continuación)



Gráfica 8C
(continuación)

