

## Desempleo y Producto en México, Estados Unidos y Canadá: Una relación no lineal

## Unemployment and Output in Mexico, the United States and Canada: A Non-Linear Relationship

*Recibido: 26/octubre/2021/; aceptado:13/abril/2022; publicado:02/mayo/2022*

*Domingo Rodríguez Benavides\**  
*Nancy Muller Durán\*\**  
*Ignacio Perrotini Hernández\*\*\**

<https://doi.org/10.24275/uam/azc/dcsh/ae/2022v37n95/Rodriguez>

### RESUMEN

Analizamos la relación entre las variaciones de la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de la producción (Ley de Okun) para los casos de México, Estados Unidos y Canadá en el periodo 2006M01-2019M11. Nuestra hipótesis es que los choques cíclicos pueden afectar de forma permanente el desempleo estructural. Utilizamos un modelo autorregresivo con rezagos distribuidos no lineal (NARDL); probamos el supuesto de efectos simétricos en la Ley de Okun. Los resultados econométricos sugieren que no hay evidencia de una Ley de Okun asimétrica en México, mientras que sí la hay en el corto y largo plazos para EE. UU. y Canadá, respectivamente. Estas discrepancias confirman la relevancia de estudiar los efectos no-lineales en dicha ley. La correcta identificación de estos efectos es útil para la reforma del mercado laboral y para el diseño de políticas de estabilización.

**Palabras clave:** Desempleo; índice de producción industrial; Ley de Okun; modelo autorregresivo con rezago distribuido no lineal (NARDL).

**Clasificación JEL:** C22; E32; J64.

### ABSTRACT

The relationship between fluctuations of the unemployment rate and the growth rate of output (Okun's Law) in Mexico, the United States (US) and Canada during the period 2006-2019 is dealt with in the present paper. We posit the hypothesis that cyclical shocks can permanently affect structural unemployment. A non-linear autorregressive distributive lag (NARDL) model is displayed to test the assumption of symmetric effects in Okun's Law analysis. Our econometric results suggest that while in the US and Canada there is evidence of an asymmetric Okun's Law in the short run and the long-term, respectively, for the case of Mexico no such evidence



Esta obra está protegida bajo  
una Licencia Creative  
Commons Reconocimiento-  
NoComercial-  
SinObraDerivada 4.0  
Internacional

\* Departamento de Sistemas, UAM-Azcapotzalco. Correo electrónico: dorobe@azc.uam.mx

\*\* División de Estudios Profesionales, Facultad de Economía, UNAM. Correo electrónico: nmuller@economia.unam.mx.

\*\*\* División de Estudios de Posgrado, Facultad de Economía, UNAM. Correo electrónico: iph@unam.mx

exists. These discrepancies speak to the relevance of looking at the existence of non-linear effects in Okun's Law. The accurate identification of such effects can shed light for both labour market reforms and stabilization policy design.

**Keywords:** Unemployment; industrial production index; Okun's Law; Nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL).

**JEL Classification:** C22; E32; J64.

## INTRODUCCIÓN

El desempleo es uno de los principales problemas de las economías contemporáneas que se atenúa con el crecimiento económico. Por tanto, es importante comprender la interacción que existe entre éstas. La ley de Okun (1962) que plantea una relación inversa entre el desempleo y la producción es un hecho estilizado citado con frecuencia en la literatura macroeconómica moderna. Dado que el mecanismo de transmisión de la política monetaria y fiscal discurre mediante la interacción entre las dos variables, la ley de Okun ha sido objeto de múltiples estimaciones empíricas (Shin, Yu y Greenwood-Nimmo, 2014). Incluso los bancos centrales que operan con una política monetaria de objetivos de inflación la consideran en su función de pérdida para calibrar los ajustes en la tasa de interés.

Las estimaciones empíricas de la Ley de Okun realizadas en décadas recientes suponen que las fluctuaciones en el producto tienen un impacto simétrico en el desempleo. No obstante, hay pocas razones para creer que el mercado laboral se comporta de esta manera simplista. Es poco creíble que la demanda de trabajo varíe de forma simétrica en términos cuantitativos ante choques positivos y negativos del trabajo en el corto plazo (Skott, 1989:46).

Los trabajos empíricos de Ball *et al.*, (2015), Valadkahi y Smyth (2015) y Grant (2018) confirman la asociación inversa entre la tasa de desempleo y el producto (Okun, 1962). Un enfoque común para su estimación supone la existencia de simetría (linealidad), en el sentido de que las expansiones y las contracciones de la producción tienen el mismo efecto absoluto sobre el desempleo (Belaire-Franch y Peiró, 2015; Kargi, 2016; Rahman y Mustafa, 2017; Ibragimov e Ibragimov, 2017; Novák y Darmo, 2019). Es decir, el coeficiente de Okun, como medida de la capacidad de respuesta entre las variables tiene más o menos el mismo valor en el caso de la reactivación económica y la desaceleración. Sin embargo, este enfoque no indica la dirección y ni el alcance de las asimetrías potenciales como información para el diseño de medidas de política económica eficientes.

Las investigaciones recientes destacan la importancia de la no linealidad (asimetría) como una forma más adecuada de modelar la ley de Okun en las economías (Silvapulle *et al.*, 2004; Caraianni, 2012; Cevik *et al.*, 2013; Canarella y Miller, 2017). Los resultados empíricos sugieren que el desempleo reacciona más intensamente a los cambios negativos de la producción (en las recesiones) que a los aumentos de la producción en la expansión (Harris y Silverstone, 2001; Boeri y Garibaldi, 2006; Tang y Bethencourt, 2017).

Algunos autores sugieren que, dadas las disparidades en el crecimiento y las asimetrías en los mercados laborales, el análisis debería considerar la relación desempleo-producto, ya que la compensación en el corto y largo plazo no es lineal como consecuencia de las fluctuaciones cíclicas (Silvapulle *et al.*, 2004; Belaire-Franch y Peiró, 2015). La existencia de estas asimetrías explica por qué las reformas estructurales que son efectivas a corto plazo pueden causar efectos opuestos o nulos a largo plazo y, de manera similar, aquellas de las que se esperan efectos positivos a largo plazo pueden causar efectos negativos o nulos en el corto plazo. En consecuencia, como sostienen Tang y Bethencourt (2017), la identificación de las características inherentes de esta correlación en todo el horizonte temporal es relevante para determinar la efectividad de políticas óptimas.

Las condiciones económicas de los países que integran el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) ahora Tratado entre México, Estados Unidos y Canadá (TMEC) son muy heterogéneas y sus mercados laborales no son la excepción. Por ejemplo, Estados Unidos (EE. UU.) y Canadá tienen

mercados de trabajo muy flexibles en relación con la economía mexicana (Castellanos, García-Verdú y Kaplan, 2004). Además, los salarios reales en México son flexibles a la baja y la proporción de trabajadores que ganan el salario mínimo es mayor que en EE. UU.

La hipótesis de nuestro análisis es que los choques cíclicos pueden afectar de forma permanente al desempleo estructural. Por ello determinamos las características inherentes a la compensación entre el desempleo y la producción en la dinámica temporal del ciclo económico. Con base en nuestros resultados mostramos que: *i*) existe una relación no lineal entre las variables de la Ley de Okun; *ii*) en México no hay evidencia de asimetrías en la relación entre la tasa de desempleo y el producto industrial (el sector de rendimientos crecientes); *iii*) en Estados Unidos y Canadá, respectivamente, hay evidencia de asimetrías de corto y largo plazos en esa relación; *iv*) la identificación de estas relaciones asimétricas es esencial para determinar las reacciones de los agentes económicos ante los choques cíclicos negativos y positivos y *v*) si se soslayan estas asimetrías, las reformas estructurales de una economía abierta como la de México pueden arrojar resultados paradójicos.

El estudio de esta relación es importante para el mecanismo de transmisión de la política monetaria de objetivos de inflación y puede aportar resultados relevantes sobre su dinámica y la posible presencia de efectos asimétricos. También para comprender cómo responde el mercado laboral en el corto y largo plazo ante las perturbaciones de la producción y ayuda a mejorar la eficacia de las medidas de política económica en países con bajo crecimiento y altas tasas de desempleo (Mihajlović y Fedajev, 2021).

La estructura de este artículo contiene, además de la introducción, una revisión sucinta de diversos estudios empíricos sobre la relación entre las variables de la Ley de Okun, seguida de la presentación de la metodología y los datos utilizados en el análisis empírico, los resultados econométricos y las conclusiones inferidas con base en la evidencia estadística.

## I. REVISIÓN SUCINTA DE LA LITERATURA

Las teorías más recientes de la determinación del empleo suponen una relación positiva entre cambios en la producción y el volumen de ocupación. Keynes (1936) construyó su principio de la demanda efectiva suponiendo un nivel de producción que resulta del empleo de trabajadores, dejando de lado las cantidades de producción, el capital y las materias primas para su explicación. Sin embargo, los estudios posteriores que han analizado esta correlación se han vuelto lineales e imprecisos respecto de su estabilidad o inestabilidad o entre la homogeneidad y la heterogeneidad del corto y el largo plazo, lo que dificulta el diseño de políticas.

La ley de Okun (Okun, 1962), a su vez, propone la existencia de una relación empírica negativa entre la desviación de la tasa de desempleo de su nivel natural y la desviación de la brecha del producto (Frisch, 1983). Esta ley emerge del análisis cuantitativo del producto potencial (PP) como variable de política económica para alcanzar el objetivo de pleno empleo. Okun (1962) establece que el PP es un concepto de oferta –que refleja la capacidad productiva– cuya medición en el corto plazo difiere del producto observado debido al supuesto de que la demanda agregada es exactamente igual al nivel de ingreso a una tasa de desempleo de 4%. Asimismo, Okun recomienda que, para que esta variable sea efectiva, debe considerarse dentro de una brecha de producción, es decir, la diferencia entre el producto observado y el potencial que refleje cuán alejada está una economía del pleno empleo.

Sin embargo, Okun (1962) reconoce que existen algunos problemas de medición. La tasa de desempleo de 4% a la que se observa el PP está sujeta a una variación estocástica y a los datos observados de la fuerza laboral, los cuales no ofrecen información directa sobre por qué el trabajo de pleno empleo difiere de su nivel observado. Por ejemplo, cómo las horas promedio trabajadas, el tamaño de la fuerza laboral o la productividad se verían alteradas si la demanda agregada fuera consistente con el pleno empleo.

De acuerdo con sus estimaciones econométricas, Okun demuestra que cambios en el nivel de la actividad económica están asociados con desplazamientos en la composición del empleo y el producto por industria.

Estos resultados –que pueden analizarse dentro de un ciclo económico– sugieren que una economía en expansión aumenta el producto de bienes durables de la industria manufacturera debido a su productividad y disminuye la tasa de desempleo, lo que no necesariamente ocurre en el sector primario. La relevancia del producto potencial estriba en el supuesto de que el desempleo es una medición satisfactoria de todos los recursos inactivos, incluyendo el excedente de la capacidad productiva. En una economía deprimida aumentan el desempleo y la brecha entre el producto observado y el potencial. Okun (1962) encuentra que el PP es una variable muy útil en aquellas economías en las que el pleno empleo es un objetivo de política económica. Las variaciones en la tasa de empleo no son sensibles a las de los salarios reales y de las tasas de interés<sup>1</sup>.

Con respecto a las estimaciones, existe una plétora de estudios empíricos, la mayoría de ellos considera *de facto* una relación lineal entre el producto y el desempleo. Algunos, suponen simetría en el impacto de los incrementos o decrementos del producto en el desempleo. Otros, difieren en las metodologías utilizadas para el cálculo de las variaciones del producto y del desempleo. No obstante, una similitud que se ha encontrado en la medición del coeficiente de Okun (CO) es que éste varía de acuerdo con las condiciones estructurales de cada país.

La existencia de análisis empíricos que investigan dentro de un marco lineal la relación inversa entre el desempleo y el producto y que suponen que el comportamiento cíclico del producto tiene efectos simétricos sobre el desempleo son numerosos (Gordon, 1979; Hamada y Kurosaka, 1984; Palley, 1993; Weber, 1995). Además de utilizar metodologías que indican que los componentes permanentes o cíclicos de las series de tiempo son procesos estacionarios (Beveridge y Nelson, 1981), atribuyen la capacidad de respuesta a otros factores como la participación laboral de las mujeres, la flexibilidad de las horas de trabajo, el lento ajuste del empleo, cambios en la estructura de mercado o falta de políticas económicas enfocadas a cambiar las condiciones estructurales del mercado laboral.

Otros estudios han cuestionado la estabilidad y la simetría de la ley de Okun. Los análisis enfocados a identificar las características inherentes de la compensación entre el desempleo y la producción a lo largo de un horizonte temporal son muy importantes para determinar reformas estructurales efectivas en el corto y el largo plazo (Tang y Bethencourt, 2017). Las metodologías que acompañan este nuevo enfoque sobre el coeficiente de Okun también han cambiado. Recientemente, las investigaciones se inclinan hacia la realización de modelos no lineales.

Silvapulle, *et al.*, (2004) analizan los cambios asimétricos de la relación producto-desempleo en el corto y largo plazo para EE. UU. Sus resultados muestran que la respuesta del desempleo cíclico es más sensible a la producción cíclica negativa que a la positiva. La explicación de la fase recesiva se basa en la hipótesis de que los empleadores pueden no estar dispuestos a despedir a los trabajadores si ya han invertido en su capacitación, lo cual disminuye el impacto. Ante una crisis la necesidad de preservar la fuerza laboral capacitada será secundaria sobre todo cuando hay la confianza de que se puede regresar al mercado laboral cuando la situación mejore. Por tanto, las expectativas y el pesimismo en la recesión resultan en una respuesta más fuerte del desempleo respecto a la brecha de producción negativa.

De acuerdo con Holmes y Silverstone (2006), las asimetrías en la ley de Okun se explican por la sustitución de factores, cambios en la participación de la fuerza de trabajo, tasas de crecimiento sectoriales y ajuste asimétrico entre las empresas en expansión y quienes contratan. Estas asimetrías pueden ser consideradas desde dos perspectivas: aumentos o disminuciones de la producción respecto al desempleo o del desempleo respecto a la producción dada la fase del ciclo económico. Estos autores utilizan el método de cambio de régimen de Markov para demostrar la presencia de asimetrías dentro y entre las etapas del

---

<sup>1</sup> Ball (1990) suministra evidencia empírica a nivel microeconómico que documenta esta inelasticidad. Cf. También Taylor (2004).

ciclo económico. Valadkhani y Smyth (2015) amplían la muestra del estudio anterior y encuentran que la asimetría dentro de la fase del ciclo es más fuerte que aquella que se presenta entre fases.

Huang y Lin (2008) estiman el CO para EE. UU. a través de una regresión no paramétrica y una simulación bayesiana. Los resultados indican que los CO medios giran en torno de uno lineal (fijo) cuyas variaciones rezagadas en el tiempo son grandes. Esto puede tener implicaciones de política inapropiadas. Sin embargo, la relación en todo el periodo analizado sigue siendo negativa, por lo que validan la ley de Okun. Lo anterior complementa la idea de Sögner y Stiassny (2002), quienes encuentran evidencia empírica de inestabilidad al argumentar que el CO sigue una caminata aleatoria.

Después de la Gran Recesión de 2008, la discusión sobre la ley de Okun se tornó muy pertinente. El análisis sobre el patrón de recuperación del empleo, la persistencia de la tasa de desempleo y la comparación entre respuestas del mercado laboral ante una crisis financiera *vis à vis* otras recesiones, fue de gran relevancia (Grant, 2018). Stock y Watson (2012) afirman que, dada una desaceleración secular en la tendencia de crecimiento de la fuerza laboral, la recuperación de la producción y el empleo fue lenta. Basu y Foley (2013) argumentan que la economía estadounidense y otras economías desarrolladas exhibieron una recuperación sin empleo. A través de un modelo dinámico, concluyen que la relación producto-desempleo se ha debilitado debido a la reestructuración económica global. No obstante, la recuperación del crecimiento no se acompañó de un incremento en el empleo, debido a la desregulación de los mercados financieros, la privatización y la liberalización comercial, lo cual tuvo implicaciones de economía política muy importantes.

Existen estudios que analizan la ley de Okun de manera dinámica para otros países. Tang y Bethencourt (2017) analizan la asimetría entre el producto y el desempleo en la zona euro mediante un modelo autorregresivo con rezagos distribuidos no lineal (NARDL). Sus resultados muestran la existencia de una relación de largo plazo entre las variables sólo para algunas economías de esta región y en su mayoría están sujetas a efectos asimétricos. Los multiplicadores dinámicos de esta metodología indican que los mercados laborales responden rápidamente a las bajas cíclicas de la producción en el corto plazo.

Flórez, Pulido-Mahecha y Ramos-Velozza (2018) analizan la ley de Okun en Colombia entre 1984 y 2016 mediante un modelo de corrección de error vectorial (VECM). Sus resultados sugieren que después de un aumento de 1% en el PIB, la tasa de desempleo se reduce 0.45 puntos porcentuales en el largo plazo, aproximadamente después de cuatro años. Adicionalmente, examinan no linealidades en dicha relación a través de un modelo de cointegración de umbral (TVECM) que muestra la existencia de dos regímenes, uno bajo y otro alto. El primero comienza a finales de los noventa y se asocia con un mercado laboral más flexible. En este régimen, un aumento de 1% del PIB reduce la tasa de desempleo 0.6 puntos porcentuales después de dieciocho trimestres. En cambio, en el régimen bajo la respuesta es de 0.2 puntos porcentuales después de ocho trimestres.

Lee (2000) estudia la robustez de la Ley de Okun para 16 países de la OCDE. Sus resultados respaldan la validez de esta ley, pero sin la solidez de los reportados originalmente. Para Lee, la robustez debe permitir efectos asimétricos incluso entre países. Encuentra una marcada heterogeneidad entre economías, derivada de las rigideces entre los mercados de trabajo. En un análisis comparativo de Estados Unidos y Canadá, Beaton (2010) investiga la estabilidad de la relación de Okun utilizando un enfoque de parámetros variables demostrando que la sensibilidad de la tasa de desempleo ante los movimientos en el producto aumentó.

Los estudios realizados para el caso de México son escasos. Chavarín (2001) provee algunas estimaciones del modelo de Okun y encuentra que un aumento del uno por ciento en la tasa de desempleo representa una disminución del 2.4% en el PIB. Loría y Ramos (2007) estiman la Ley de Okun de manera dinámica y lineal con el fin de obtener robustez estadística. Islas y Cortez (2011) usan como técnica alternativa la correlación entre los componentes transitorios y permanentes del desempleo y el producto. El CO estimado es pequeño respecto de otros estudios debido a la existencia de un mercado laboral informal

grande y la rigidez de los mercados laborales formales. Con base en esta ley, Loría *et al.*, (2015) realizan el modelo econométrico VECM para corroborar que la flexibilidad laboral ha aumentado el desempleo. Islas y Cortez (2019) analizan el impacto del sector informal mediante efectos no lineales asociados al ciclo económico. Con tal fin ponen a prueba si la relación entre los componentes cíclicos de desempleo y producción es asimétrica y si ésta se ve afectada por variaciones en el sector informal. Sus resultados confirman su hipótesis.

Esta sucinta revisión de algunos trabajos empíricos muestra los diversos enfoques y metodologías que se han utilizado para identificar otros componentes y usos de la Ley de Okun. La mayoría de estos estudios encuentra asimetrías cíclicas en la relación producto-desempleo. Asimismo, las pesquisas empíricas identifican la heterogeneidad dentro de una economía o entre economías. Sin embargo, existen pocos análisis específicos para países menos desarrollados como México o para regiones comerciales importantes como la que conforman Estados Unidos, Canadá y México.

## II. METODOLOGÍA

Las relaciones dinámicas entre variables I (1) tienden a modelarse a través de un modelo de corrección de errores, (MCE) (Granger, 1981; Engle y Granger, 1987; Johansen, 1988). En su forma tradicional, la especificación dinámica del MCE lineal sin asimetrías de corto y largo plazo se plantea de la siguiente forma:

$$\Delta u_t = \mu + \rho_u u_{t-1} + \rho_y y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde  $u_t$  es la tasa de desempleo e  $y_t$  es el índice de la producción industrial para cada país. A pesar de que el modelo planteado en la ecuación (1) permite examinar las relaciones a corto y largo plazos entre las variables en cuestión, no es adecuado cuando estas relaciones son no lineales o asimétricas, o ambas. Por el contrario, el modelo NARDL propuesto por Shin *et al.*, (2011) modela asimetrías en el corto y largo plazos. Este modelo emplea la descomposición de la variable exógena  $y_t$  en sumas parciales de incrementos,  $\Delta y_t^+$ , y decrementos,  $\Delta y_t^-$  de la siguiente forma:

$$y_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta y_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta y_j, 0) \quad \text{y} \quad y_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta y_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta y_j, 0) \quad (2)$$

Shin *et al.*, (2011) incorporan las asimetrías en la dinámica de corto y largo plazo en el MCE estándar planteado en (1), con lo cual obtenemos un modelo de cointegración más general:

$$\Delta u_t = \mu + \rho_u u_{t-1} + \rho_y^+ y_{t-1}^+ + \rho_y^- y_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_y^+ \Delta y_{t-1}^+ + \beta_y^- \Delta y_{t-1}^-) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Los superíndices (+) y (-) en la ecuación (3) denotan la descomposición de sumas parciales positivas y negativas definidas anteriormente, p y q representan el número de rezagos de la variable dependiente y la variable exógena en el componente de rezagos distribuidos, respectivamente. La simetría de largo plazo se estima usando una prueba de Wald con la hipótesis nula:  $\theta^+ = \theta^-$  con  $\theta^+ = -\rho_y^+ / \rho_u$  y  $\theta^- = -\rho_y^- / \rho_u$ , que son los coeficientes positivos y negativos de largo plazo. El ajuste de corto plazo a un choque positivo y negativo en el producto es capturado por los parámetros  $\beta_i^+$  y  $\beta_i^-$ , respectivamente. La simetría de corto plazo se estima a través de la prueba de Wald estándar con la hipótesis nula  $\beta_i^+ = \beta_i^-$ , para todo  $i = 0, \dots, q-1$ . El modelo de la ecuación (3) se reduce al ECM estándar si no es posible rechazar las hipótesis nulas de simetría de corto y largo plazos. El no rechazo de estas simetrías dará como resultado el

modelo NARDL cointegrante con asimetrías a corto plazo en la ecuación (4) y con asimetría a largo plazo en la ecuación (5), respectivamente.

$$\Delta u_t = \mu + \rho_u u_{t-1} + \rho_y y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_i^+ \Delta y_{t-1}^+ + \beta_i^- \Delta y_{t-1}^-) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta u_t = \mu + \rho_u u_{t-1} + \rho_y^+ y_{t-1}^+ + \rho_y^- y_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Cuando se detecta asimetría en el modelo ARDL (ya sea a corto plazo, a largo plazo o en ambos casos), las respuestas asimétricas a choques positivos y negativos (es decir, variaciones positivas o negativas del producto) son capturadas respectivamente por los multiplicadores dinámicos positivos y negativos asociados con los cambios unitarios en  $y^+$  y  $y^-$  como sigue:

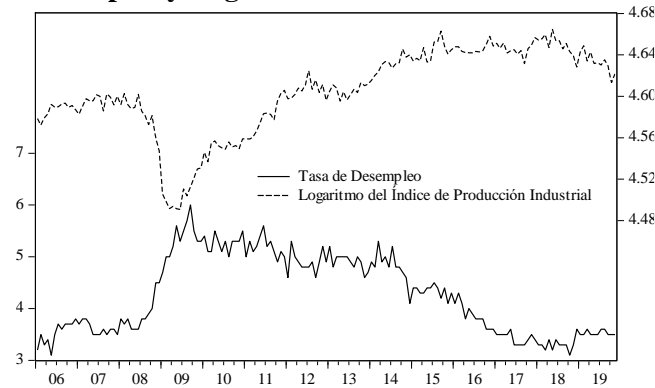
$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial u_{t+j}}{\partial y_t^+} \quad \text{y} \quad m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial u_{t+j}}{\partial y_t^-} \quad \text{con } h = 0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

donde  $h \rightarrow \infty$ ,  $m_h^+ \rightarrow \theta^+$ , y  $m_h^- \rightarrow \theta^-$  por construcción (Atil, Lahiani y Nguyen, 2014). Con base en los multiplicadores estimados, uno puede observar, luego de un choque que afecta al sistema, ajustes dinámicos del equilibrio inicial hasta el nuevo equilibrio entre las variables del sistema.

### III. DATOS

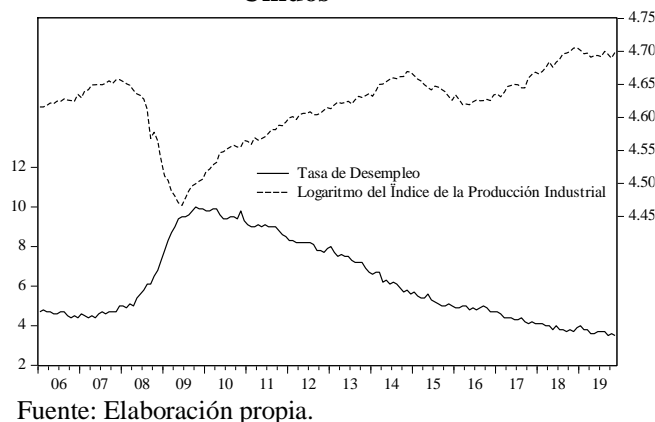
Los datos empleados en este trabajo corresponden a las series mensuales ajustadas estacionalmente para el desempleo y la producción industrial que cubren el periodo comprendido entre enero de 2006 y noviembre de 2019, y se obtuvieron de los principales indicadores económicos de la OCDE. La evolución de los datos correspondientes a la tasa de desempleo y del índice de la producción industrial, en logaritmo natural, para los tres países se presenta en las figuras 1, 2 y 3.

**Figura 1**  
**Evolución de la tasa de Desempleo y Logaritmo del Índice de la Producción Industrial en México**

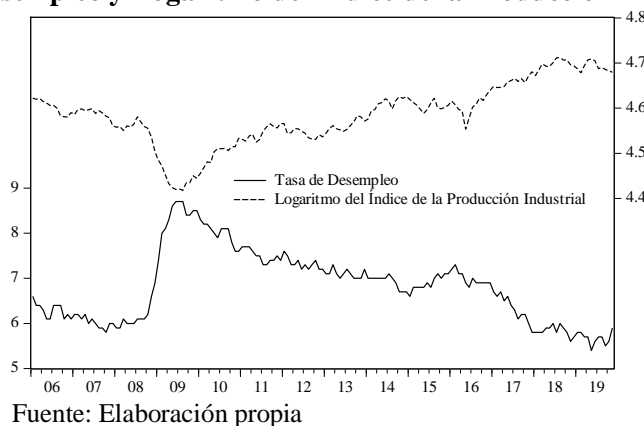


Fuente: Elaboración propia.

**Figura 2**  
**Evolución de la tasa de Desempleo y Logaritmo del Índice de la Producción Industrial en Estados Unidos**



**Figura 3**  
**Evolución de la tasa de Desempleo y Logaritmo del Índice de la Producción Industrial en Canadá**



En las figuras 1, 2 y 3 el eje izquierdo corresponde a la tasa de desempleo y el eje derecho corresponde al logaritmo natural del índice de la producción industrial, en los cuales se puede apreciar una evolución similar en ambas series para cada país, dado que en los tres casos la tasa de desempleo se incrementó considerablemente y el índice de la actividad industrial descendió a fines de 2008 como consecuencia de la crisis de ese año. Además, la tasa de desempleo empezó a descender en la segunda mitad de 2009 y los índices de la actividad industrial empezaron a recuperarse notablemente.

#### IV. RESULTADOS

Con el fin de determinar el orden de integración de las series de la tasa de desempleo y del índice de la producción industrial para México, Canadá y Estados Unidos empleamos pruebas de raíces unitarias con rupturas en virtud de que en el periodo de estudio, las series analizadas presentan uno o más quiebres atribuibles principalmente a la crisis financiera internacional del 2008, y el uso de las pruebas convencionales, sin rupturas, como son las Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP) nos puede conducir a inferencias incorrectas sobre las propiedades estocásticas de las series en cuestión.



Los resultados de las pruebas de raíz unitaria de Zivot-Andrews con una ruptura se presentan en el cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Prueba de raíz unitaria de Zivot-Andrews**

Variable	México			Estados Unidos			Canadá		
	Modelo			Modelo			Modelo		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
$u_t$	-5.05	-3.89	-5.58	-4.17	-5.54	-6.08	-7.11	-4.21	-7.12
	2008:10	2009:05	2008:10	2008:09	2009:02	2008:09	2008:10	2009:02	2008:10
$ly_t$	-3.22	-3.08	-3.35	-4.98	-4.76	-5.22	-4.53	-3.92	-4.83
	2011:09	2008:11	2010:11	2008:08	2008:09	2008:08	2008:07	2009:02	2008:10

Notas: Los valores críticos para los modelos A, B y C son -5.34 y -4.80; -4.93 y -4.42; -5.57 y -5.08, al 1% y 5% de significancia, respectivamente. El modelo A permite un cambio en intercepto, el modelo B permite un cambio en tendencia y el modelo C permite un cambio en ambos (intercepto y tendencia).

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 1 apreciamos las pruebas realizadas con el modelo A para la tasa de desempleo que rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% para México y Canadá. Con el modelo B la aceptamos. En tanto que con el modelo C en todos los casos la rechazamos.

Por lo que respecta al logaritmo natural del índice de la producción industrial, al nivel de significancia del 5% únicamente se rechaza la hipótesis nula de la raíz unitaria para Estados Unidos con los tres modelos, en tanto que para México y Canadá se arriba a la misma conclusión, el logaritmo natural del índice de la producción industrial posee una raíz unitaria.

Por otro lado, los resultados de estas pruebas con rupturas de Lee y Strazicich aplicadas a las series de la tasa de desempleo y el logaritmo natural del índice de la producción industrial se presentan en los cuadros 2 y 3, respectivamente.

**Cuadro 2**  
**Pruebas de raíz unitaria de Lee-Strazicich aplicadas a las tasas de desempleo**

Parámetro	Pruebas con una ruptura					
	México		Estados Unidos		Canadá	
	Modelo AA	Modelo CC	Modelo AA	Modelo CC	Modelo AA	Modelo CC
$\mu_0$	0.0324	0.0511	0.0132	0.0733	0.0179	0.0037
	1.33	2.12	0.70	3.30	1.27	0.16
$d_1$	-0.2326	0.3325	0.2794	-0.4037	0.2699	0.2753
	-1.20	1.80	1.68	-2.65	1.88	1.94
$\omega_1$		-0.1209		-0.1496		-0.0350
		-3.39		-6.05		-1.41
$\phi$	-0.0314	-0.1427	0.2794	-0.0423	-0.0365	-0.0699
	-1.50	-2.94	1.68	-2.46	-2.37	-2.91
$T_{B1}$	2014:03	2011:05	2011:03	2010:11	2010:06	2010:06

	Valores críticos					
	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>
1%	-4.03	-4.76	-4.03	-4.75	-4.03	-4.73
5%	-3.43	-4.21	-3.43	-4.19	-3.43	-4.18
10%	-3.12	-3.93	-3.12	-3.91	-3.12	-3.89
Pruebas con dos rupturas						
	México		Estados Unidos		Canadá	
<i>Parámetro</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>
$\mu_0$	0.0343	0.0422	0.0160	0.0035	0.0163	-0.0434
	1.42	1.24	0.85	0.11	1.19	-1.59
$d_1$	0.4510	-0.1076	0.2899	-0.3823	0.1445	-0.1665
	2.31	-0.57	1.77	-2.47	1.00	-1.16
$d_2$	-0.2319	0.6575	-0.2728	-0.3495	0.2736	0.1124
	-1.20	3.54	-1.73	-2.35	1.91	0.81
$\omega_1$		0.1592		0.2336		0.2858
		2.54		3.75		4.83
$\omega_2$		-0.2746		-0.3383		-0.2992
		-3.88		-6.30		-5.54
$\phi$	-0.0396	-0.2096	-0.0108	-0.0921	-0.0407	-0.1744
	-1.74	-3.86	-1.61	-3.45	-2.48	-4.51
$T_{B1}$	2009:08	2008:09	2011:03	2008:08	2008:02	2008:09
$T_{B2}$	2014:03	2012:01	2012:08	2010:11	2010:06	2010:08
Valores críticos						
	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>
1%	-4.09	-6.48	-4.09	-6.12	-4.09	-6.12
5%	-3.58	-5.74	-3.58	-5.56	-3.58	-5.56
10%	-3.33	-5.37	-3.33	-5.28	-3.33	-5.28

Notas: Los números debajo de cada coeficiente estimado corresponden a los estadísticos *t-student*.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las pruebas de Lee y Strazicich con una y dos rupturas en el nivel y en el nivel y la tendencia aplicadas a la tendencia sugieren que en todos los casos aceptamos la hipótesis nula de raíz unitaria para la tasa de desempleo. Un resultado similar se encuentra para el logaritmo natural del índice de la producción industrial, dado que en ningún modelo con una o dos rupturas rechazamos la hipótesis nula concluimos que ambas series son variables I(1).

**Cuadro 3**  
**Pruebas de raíz unitaria de Lee-Strazlich aplicadas al índice de la producción industrial**

	Pruebas con una ruptura					
	México		Estados Unidos		Canadá	
<i>Parámetro</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>
$\mu_0$	0.0002	-0.0007	-0.0009	-0.0003	-0.0011	-0.0017
	0.26	-0.66	-1.33	-0.33	-0.92	-1.03
$d_1$	0.0156	0.0040	-0.0072	-0.0054	-0.0150	-0.0206
	1.86	0.47	-1.11	-0.87	-1.40	-1.99
$\omega_1$		0.0047		0.0028		0.0086
		2.60		2.61		4.43
$\phi$	-0.0443	-0.0936	-0.0358	-0.0630	-0.0246	-0.1324
	-2.02	-2.91	-3.19	-3.95	-1.72	-3.77
$T_{\beta 1}$	2011:09	2010:11	2009:10	2010:03	2009:11	2009:11
	Valores críticos					
	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>
1%	-4.03	-4.75	-4.03	-4.71	-4.03	-4.70
5%	-3.43	-4.19	-3.43	-4.16	-3.43	-4.14
10%	-3.12	-3.91	-3.12	-3.88	-3.86	-3.86
	Pruebas con dos rupturas					
	México		Estados Unidos		Canadá	
<i>Parámetro</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>	<i>Modelo AA</i>	<i>Modelo CC</i>
$\mu_0$	0.0002	0.0020	-0.0008	0.0018	-0.0013	-0.0028
	0.33	1.15	-1.36	1.49	-1.14	-1.55
$d_1$	0.0157	0.0154	-0.0076	-0.0018	-0.0163	-0.0018
	1.90	1.77	-1.20	-0.29	-1.55	-0.18
$d_2$	0.0221	-0.0139	0.0152	0.0045	0.0360	-0.0160
	2.66	-1.66	2.49	0.75	3.78	-1.57
$\omega_1$		-0.0087		-0.0102		-0.0116
		-2.70		-4.37		-3.06
$\omega_2$		0.0126		0.0105		0.0214
		3.61		5.39		4.85
$\phi$	-0.0498	-0.1725	-0.0373	-0.1137	-0.0269	-0.2090
	-2.18	-4.05	-3.31	-5.13	-1.84	-4.69
$T_{\beta 1}$	2011:09	2008:09	2009:10	2008:07	2009:11	2008:10
$T_{\beta 2}$	2015:06	2011:08	2017:09	2010:11	2016:05	2010:03

	Valores críticos					
	Modelo AA	Modelo CC	Modelo AA	Modelo CC	Modelo AA	Modelo CC
1%	-4.09	-6.48	-4.09	-6.12	-4.09	-6.12
5%	-3.58	-5.74	-3.58	-5.56	-3.58	-5.56
10%	-3.33	-5.37	-3.33	-5.28	-3.33	-5.28

Notas: Los números debajo de cada coeficiente estimado corresponden a los estadísticos *t-student*.

Fuente: Elaboración propia.

Una vez que hemos determinado el orden de integración de las variables establecemos el número de rezagos óptimo para cada modelo de acuerdo con distintos criterios (véase el cuadro A1 del anexo). La elección del número de rezagos para el modelo de cada país se definió en función de los criterios empleados como son la razón de verosimilitud (LR) y los criterios de error de predicción final (FPE), de Akaike (AIC), de Hannan-Quinn (HQIC) y de Schwarz. El cuadro 4 muestra que en el caso de México tres de los cinco criterios empleados en la determinación del número de rezagos para cada país sugieren que 3 son los óptimos. Para Estados Unidos son 4 y para Canadá son 2 de acuerdo con la mayoría de los criterios.

**Cuadro 4**  
**Determinación del número de rezagos de cada modelo para cada país**

México						
Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0		0.003259	0.0506	0.0352	0.0127	
1	1226.7	1.80E-06	7.5274	7.4811	7.4135	
2	33.531	1.60E-06	7.6840	7.6070 *	7.4942 *	
3	12.474 *	1.50E-06 *	7.7115 *	7.6036	7.4457	
4	3.3488	1.60E-06	7.6829	7.5442	7.3413	
Estados Unidos						
Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0		0.003357	0.0211	0.0057	0.0169	
1	1303.9	1.20E-06	7.9717	7.9255	7.8578	
2	40.121	9.70E-07	8.1688	8.0917	7.9790 *	
3	7.2589	9.80E-07	8.1642	8.0563	7.8985	
4	21.026 *	9.00E-07 *	8.2441 *	8.1054 *	7.9025	
Canadá						
Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
0		0.000986	1.24586	1.23045	1.20790	
1	1003.3	2.20E-06	7.35205	7.30581	7.23817	
2	27.55 *	1.90E-06	7.47199 *	7.39493 *	7.28219 *	
3	3.9571	2.00E-06	7.44718	7.33930	7.18146	
4	6.2476	2.00E-06	7.43643	7.29773	7.09479	

Notas: \* Número de rezagos óptimo sugerido por cada criterio.

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 5 reporta los resultados de la estimación de los modelos ARDL en los cuales los coeficientes que capturan los impactos asimétricos están restringidos a cero. Las pruebas de cointegración aplicadas a las estimaciones dinámicas simétricas de la relación entre desempleo y el índice de la producción industrial se presentan en el panel inferior. Los resultados de las pruebas  $t_{BDM}$  y  $F_{PSS}$  en el caso de México no son concluyentes para el modelo simétrico, ya que la  $t_{BDM}$  no rechaza la hipótesis nula de no-cointegración, mientras que la prueba  $F_{PSS}$  sí. Para Estados Unidos, los resultados de ambas la aceptan. En tanto que, para Canadá ambas pruebas la rechazan. Este último resultado no es consistente con Shin *et al.*, (2014).

Los coeficientes estimados de largo plazo de los modelos simétricos restringidos para México, Estados Unidos y Canadá son -24.11, -35.21 y -10.99, respectivamente, siendo los tres negativos y estadísticamente significativos. Además, los tres modelos restringidos son dinámicamente estables en virtud de que el coeficiente estimado de  $u_{t-1}$  resultó negativo y en valor absoluto menor que la unidad para cada uno de ellos.

Los resultados de las estimaciones de los modelos asimétricos sin restringir que se presentan en el cuadro 6, evidencian cointegración sólo para México y Canadá, no así para Estados Unidos. Esto se refuerza con las pruebas de incorrecta especificación, ya que es precisamente en el caso de este último país donde el ajuste es más débil al no superar ninguna de las pruebas de autocorrelación efectuadas. Adicionalmente, las pruebas de Wald estimadas para México y Estados Unidos aceptan la hipótesis nula de efectos simétricos de largo plazo, mientras que para Canadá dicha hipótesis se rechaza en forma contundente. Algo similar ocurre con la prueba de efectos simétricos de corto plazo en las que aceptamos dicha hipótesis para México y Canadá y la rechazamos para el caso estadounidense. De esta manera, encontramos efectos asimétricos de largo plazo sólo para Canadá y de corto plazo para EE. UU.

**Cuadro 5**  
**Estimaciones dinámicas simétricas de la relación entre desempleo y producto**

Variable	México			Estados Unidos			Canadá		
	Coef.	E.E.	Valor-p	Coef.	E.E.	Valor-p	Coef.	E.E.	Valor-p
$u_{t-1}$	-0.0738	(0.0258)	[0.0050]	-0.0233	0.0133	[0.0810]	-0.0829	(0.0243)	[0.0010]
$y_{t-1}$	-1.8761	(0.5942)	[0.0020]	-0.8187	0.5579	[0.1440]	-0.9120	(0.2831)	[0.0020]
$\Delta u_{t-1}$	-0.4211	(0.0698)	[0.0000]						
$\Delta u_{t-5}$				0.2245	0.0777	[0.0040]	0.1460	(0.0775)	[0.0620]
$\Delta u_{t-6}$				0.1444	0.0776	[0.0650]			
$\Delta y_t$	-1.6992	(3.2918)	[0.6060]	-5.6389	1.7139	[0.0010]	-2.9836	(1.0315)	[0.0040]
$\Delta y_{t-3}$	3.5969	(3.3462)	[0.2840]	-4.1192	1.7625	[0.0210]			
const	0.2957	(0.1143)	[0.0110]	3.9269	2.6513	[0.1410]	4.7491	(1.4374)	[0.0010]
$L_y$	-24.1058	(7.1774)		-35.2069	(10.668)		-10.9969	(1.9909)	
$R^2$	0.2882			0.3421			0.1530		

$\bar{R}^2$	0.2609			0.3163			0.1313		
<i>Prueba</i>	Estad.	Valor	Valor-p	Estad.	Valor	Valor-p	Estad.	Valor	Valor-p
<i>Correl.</i>	$\chi^2_{C.S.}(40)$	51.1676	[0.1110]	$\chi^2_{C.S.}(40)$	51.1053	[0.1121]	$\chi^2_{C.S.}(40)$	27.7992	[0.9275]
<i>Correl.</i>	$\chi^2_{LM}(1)$	1.6442	[0.1997]	$\chi^2_{LM}(1)$	1.6671	[0.1967]	$\chi^2_{LM}(1)$	0.0805	[0.7767]
<i>Correl.</i>	$\chi^2_{LM}(2)$	2.2475	[0.3251]	$\chi^2_{LM}(2)$	1.6857	[0.4305]	$\chi^2_{LM}(2)$	1.3174	[0.5175]
<i>Heter.</i>	$\chi^2_{BPG}(6)$	13.2050	[0.0399]	$\chi^2_{BPG}(6)$	8.0222	[0.2365]	$\chi^2_{BPG}(4)$	8.2678	[0.0822]
<i>Heter.</i>	$\chi^2_w(26)$	25.7483	[0.4770]	$\chi^2_w(26)$	46.7764	[0.0075]	$\chi^2_w(13)$	31.2152	[0.0031]
<i>Reset</i>	$F(1,155)$	0.7002	[0.4040]	$F(1,152)$	0.6651	[0.4160]	$F(1,155)$	1.5055	[0.2217]
<i>Norm.</i>	$\chi^2_{JB}$	11.2381	[0.0036]	$\chi^2_{JB}$	2.2270	[0.3284]	$\chi^2_{JB}$	6.2966	[0.0429]
	Estad.	Valor	V.C.	Estad.	Valor	V.C.	Estad.	Valor	V.C.
<i>Coint.</i>	$t_{BDM}$	-2.68	-3.22	$t_{BDM}$	-1.75	-3.22	$t_{BDM}$	-3.41	-3.22
<i>Coint.</i>	$F_{PSS}$	6.31	5.73	$F_{PSS}$	1.57	5.73	$F_{PSS}$	6.08	5.73

Notas: E.E. y V.C significan error estándar y valor crítico, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 6**  
**Estimaciones dinámicas asimétricas de la relación entre desempleo y producto**

Variable	México			Estados Unidos			Canadá		
	Coef.	E.E.	Valor-p	Coef.	E.E.	Valor-p	Coef.	E.E.	Valor-p
$u_{t-1}$	-0.0818	(0.0245)	[0.0010]	-0.0239	0.0130	[0.0680]	-0.1416	(0.0349)	[0.0000]
$y^+_{t-1}$	-2.2474	(0.5703)	[0.0000]	-0.7071	0.5671	[0.2140]	-1.9258	(0.4917)	[0.0000]
$y^-_{t-1}$	-2.3930	(0.6637)	[0.0000]	-0.5006	0.5979	[0.4040]	-2.1985	(0.5795)	[0.0000]
$\Delta u_{t-1}$	-0.4853	(0.0751)	[0.0000]						
$\Delta u_{t-2}$	-0.1849	(0.0755)	[0.0160]						
$\Delta u_{t-5}$				0.1901	0.0745	[0.0120]			
$\Delta u_{t-6}$				0.1363	0.0748	[0.0700]			
$\Delta y^+_t$				-7.3246	3.5262	[0.0400]	-6.5994	(1.7919)	[0.0000]
$\Delta y^+_{t-2}$							4.1176	(1.9409)	[0.0350]
$\Delta y^+_{t-6}$				8.5218	3.3274	[0.0110]			
$\Delta y^-_t$	-5.8789	(2.8619)	[0.0420]	-0.4572	2.7726	[0.8690]			
$\Delta y^-_{t-1}$				-8.5218	3.3274	[0.0010]			
$\Delta y^-_{t-2}$							-6.3788	(1.8968)	[0.0010]
$\Delta y^-_{t-3}$				-5.9421	2.6574	[0.0270]			

<i>const</i>	0.3462	(0.1079)	[0.0016]	0.1563	0.0879	[0.0770]	0.7805	(0.1994)	[0.0010]
$L_y^+$	-27.4696			-29.6364			-13.6022		
$L_y^-$	29.2489			20.6363			15.5082		
$R^2$	0.3019			0.4196			0.2334		
$\bar{R}^2$	0.2706			0.3807			0.2041		
<i>Prueba</i>	Estad.	Valor	Valor-p	Estad.	Valor	Valor-p	Estad.	Valor	Valor-p
<i>Correl.</i>	$\chi_{C.S}^2(40)$	36.2401	[0.6402]	$\chi_{C.S}^2(40)$	61.2097	[0.0170]	$\chi_{C.S}^2(40)$	25.5997	[0.9625]
<i>Correl.</i>	$\chi_{LM}^2(1)$	1.5701	[0.2102]	$\chi_{LM}^2(1)$	5.9733	[0.0145]	$\chi_{LM}^2(1)$	0.0571	[0.8112]
<i>Correl.</i>	$\chi_{LM}^2(2)$	1.5774	[0.4544]	$\chi_{LM}^2(2)$	7.6475	[0.0218]	$\chi_{LM}^2(2)$	0.0712	[0.9650]
<i>Heter.</i>	$\chi_{BPG}^2(6)$	15.5504	[0.0164]	$\chi_{BPG}^2(10)$	7.4027	[0.6870]	$\chi_{BPG}^2(6)$	10.7981	[0.0948]
<i>Heter.</i>	$\chi_w^2(27)$	27.6449	[0.4295]	$\chi_w^2(64)$	76.4397	[0.1371]	$\chi_w^2(26)$	43.4981	[0.0171]
<i>Reset</i>	$F(1,156)$	0.1292	[0.7198]	$F(1,148)$	0.0244	[0.8760]	$F(1,156)$	10.0740	[0.0018]
<i>Norm.</i>	$\chi_{JB}^2$	10.7739	[0.0046]	$\chi_{JB}^2$	0.2535	[0.8810]	$\chi_{JB}^2$	0.2032	[0.9034]
<i>Simetría</i>	$W_{LR}$	1.4160	[0.2360]	$W_{LR}$	1.5240	[0.2190]	$W_{LR}$	14.650	[0.0000]
<i>Simetría</i>	$W_{SR}$	2.0850	[0.1510]	$W_{SR}$	6.9150	[0.0090]	$W_{SR}$	1.183	[0.2780]
	Valor	V.C.(k=1)	V.C.(k=2)	Valor	V.C.(k=1)	V.C.(k=2)	Valor	V.C.(k=1)	V.C.(k=2)
$t_{BDM}$	-3.3404	-3.22	-3.53	-1.8367	-3.22	-3.53	-4.0562	-3.22	-3.53
$F_{PSS}$	6.6937	5.73	4.85	2.7848	5.73	4.85	5.7828	5.73	4.85

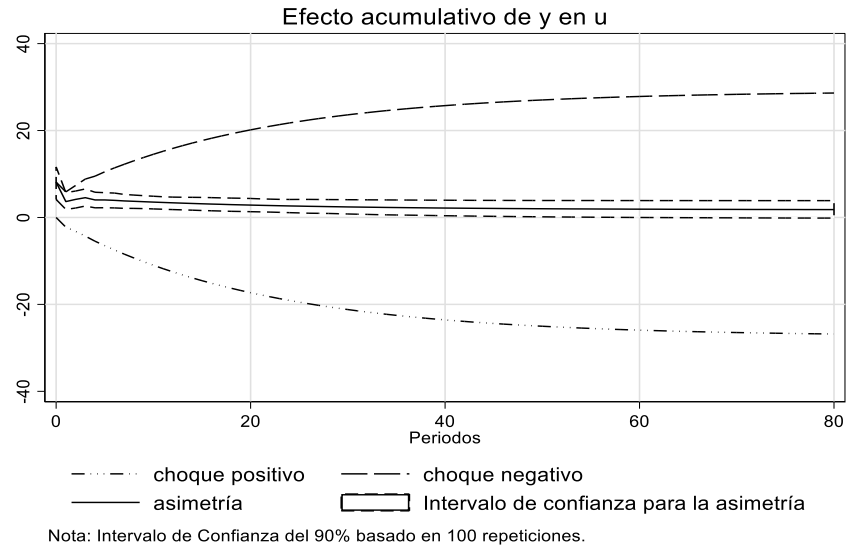
Notas: *E.E.* y *V.C.* significan error estándar y valor crítico, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

De esta manera, sólo se encontró evidencia de no linealidades de largo plazo para Canadá y de corto plazo para Estados Unidos. En el caso de México no encontramos evidencia de no linealidades, por lo que estimaciones del modelo simétrico pueden ser suficientes para analizar el impacto de la actividad industrial en el desempleo.

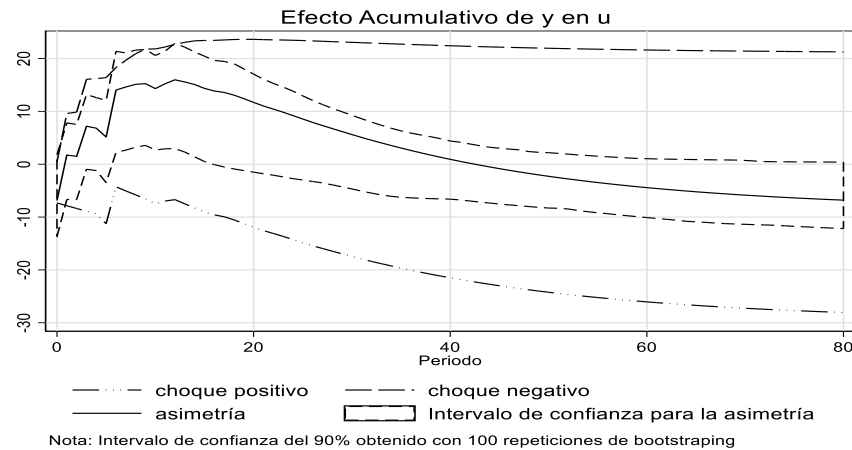
Las figuras 4, 5 y 6 muestran los multiplicadores dinámicos de largo plazo para México, Estados Unidos y Canadá. En el caso de Canadá, encontramos un ajuste rápido e inmediato del mercado laboral ante un choque contractivo, además de que el error de desequilibrio tiende a corregirse lentamente. De este modo, los resultados sugieren que las empresas canadienses son rápidas para despedir a los trabajadores, pero muy lentas para contratarlos, lo que refleja cierto conservadurismo por parte de su administración (Shin *et al.*, 2014).

**Figura 4**  
**Multiplicadores de los efectos asimétricos de la actividad industrial en la tasa de desempleo en México**



Fuente: Elaboración propia.

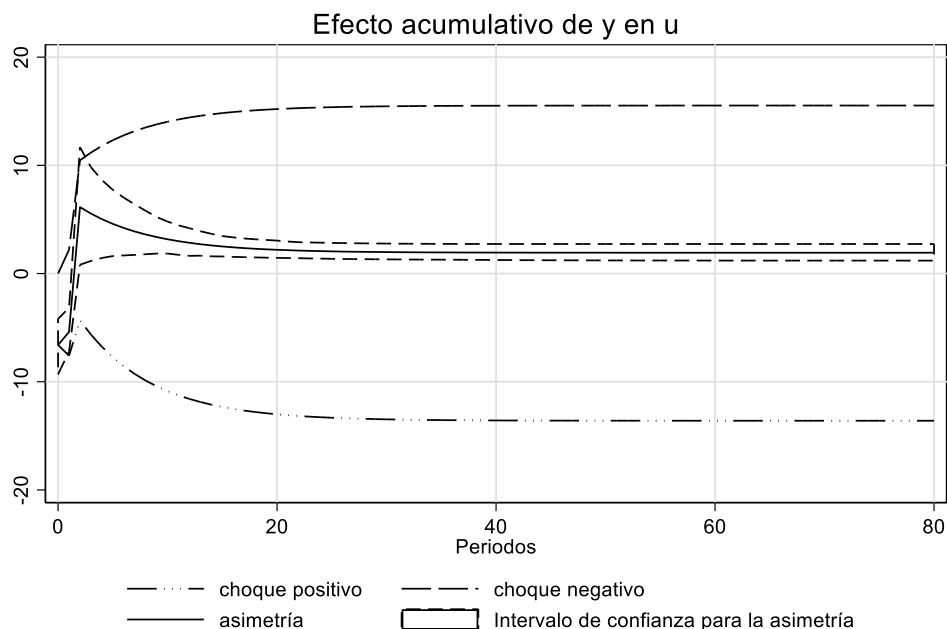
**Figura 5**  
**Multiplicadores de los efectos asimétricos de la actividad industrial en la tasa de desempleo en Estados Unidos**



Fuente: elaboración propia.



**Figura 6**  
**Multiplicadores de los efectos asimétricos de la actividad industrial en la tasa de desempleo en Canadá**



Nota: Intervalo de confianza del 90% obtenido con 100 replicas a través de bootstrapping

Fuente: elaboración propia.

En el caso de México y Estados Unidos también es posible ver que una disminución de la producción industrial tiene un efecto positivo en la tasa de desempleo y viceversa. En todos los casos, se muestra la tendencia de la asimetría en el tiempo; en el caso de México es menos notoria.

## CONCLUSIONES

Los resultados de nuestro análisis econométrico sugieren que en el caso de México no hay evidencia de asimetrías en la relación entre la tasa de desempleo y un *proxy* de la actividad económica (el índice de la producción industrial). Mientras que en los casos de Estados Unidos y Canadá encontramos evidencia de asimetrías de corto y largo plazo, respectivamente. Por tanto, es de suma importancia capturar correctamente dicho comportamiento a fin de distinguir las diferentes respuestas de los agentes económicos ante los choques positivos y negativos.

Estas discrepancias en los resultados confirman que existen grandes asimetrías entre México, Estados Unidos y Canadá derivadas de las notables diferencias de sus mercados laborales. De esta manera, las reformas estructurales pueden producir resultados disímiles a los esperados si no se considera la naturaleza no lineal de la relación desempleo-producto y su compensación asimétrica de corto y largo plazo (Belaire-Franch y Peiró, 2015; Silvapulle, Moosa y Silvapulle, 2004 y Tang y Bethencourt, 2017). De igual forma, la existencia de estas asimetrías podría explicar por qué las reformas estructurales que son efectivas a corto plazo pueden causar efectos opuestos o nulos a largo plazo o viceversa. En consecuencia, identificar las características inherentes y correctas de la compensación entre el desempleo y la producción a lo largo de todo el horizonte temporal es crucial para determinar qué políticas pueden ser óptimas (Tang y Bethencourt, 2017).

## REFERENCIAS

- Atil, A., Lahiani, A., & D. K. Nguyen. (2014). Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices. *Energy Policy*, 65(c): 567-573. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.09.064>
- Ball, L. (1990). Intertemporal Substitution and Constraints on Labor Supply: Evidence from Panel data, *Economic Inquiry*, 28: 706-724. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1990.tb00827.x>
- Ball, L., Jalles, J.T. & Loungani, P. (2015). Do forecasters believe in Okun's Law? An assessment of unemployment and output forecasts. *International Journal of Forecasting*, 31, pp.176-184. <https://doi.org/10.5089/9781475584097.001>
- Basu, D. & Foley, D.K. (2013). Dynamics of output and employment in the US economy. *Cambridge Journal of Economics*, 37(5): 1077-1106. <https://doi.org/10.1093/cje/bes088>
- Beaton, K. (2010). Time Variation in Okun's Law: A Canada and U.S. Comparison. Bank of Canada. *Working Paper 2010-7*: 1-17. <https://doi.org/10.34989/swp-2010-7>
- Belaire-Franch, J., & Peiró, A. (2015). Asymmetry in the relationship between unemployment and the business cycle. *Empirical Economics*, 48(2):683:697. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0803-0>
- Beveridge, S. & Nelson, C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'Business Cycle'. *Journal of Monetary Economics*, 7(2):151-174. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90040-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90040-4)
- Blanchard O.J. & Summers L.H. (1987). Hysteresis and the European unemployment problem. Working paper no. 1950, NBER, Cambridge, MA. <https://www.nber.org/papers/w1950.pdf> <https://doi.org/10.3386/w1950>
- Boeri T. & Garibaldi, P. (2006). Are labour markets in the new member states sufficiently flexible for EMU?. *Journal of Banking & Finance*, 30(5), pp.1393-1407. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.07.005>
- Carlin, W. & Soskice, D. (2015). *Macroeconomics: Institutions, Instability and the Financial System*, Oxford University Press.
- Canarella, G. & Miller, S. M. (2017). Did Okun's law die after the Great Recession? *Business Economics*, 52(4), pp.216-226. <http://dx.doi.org/10.1057/s11369-017-0045-1>
- Castellanos, Sara G., Rodrigo García-Verdú y David S. Kaplan (2004). Rigideces Salariales en México: Evidencia de los Registros del IMSS. Documento de Investigación 2002-03. Banco de México, pp. 1-45. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2004.03>
- Cevik, E.I., Dibooglu, S. & Barisik, S. (2013). Asymmetry in the Unemployment-Output Relationship over the Business Cycle: Evidence from Transition Economies. *Comparative Economic Studies*, pp. 1-25. <https://doi.org/10.1057/ces.2013.7>
- 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, No. 270, FCE, México. <https://doi.org/10.2307/20857058>.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 251-276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>.
- Flórez L., Karen L. Pulido-Mahecha & Mario A. Ramos-Veloza (2018). Okun's law in Colombia: a non-linear cointegration. *Borradores de Economía*, Núm. 1039. pp. 1-26.
- Frisch, H. (1983). *Theories of Inflation*, Cambridge University Press. <https://doi.org/10.32468/be.1039>
- Gordon, R. J. (1979). The "End-of- Expansion" Phenomenon in Short-Run Productivity Behaviour. *Brookings Papers on Economic Activity*, 10(2): 447-461. <https://doi.org/10.3386/w0427>
- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1): 121-130. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)

- Grant, A. L. (2018). The Great Recession and Okun's Law. *Economic Modelling*, 69(c): 291-300. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.10.002>
- Hamada, K. & Kurosaka, Y. (1984). The Relationship between Production and Unemployment in Japan. *European Economic Review*, 25(1):71-94. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(84\)90073-4](https://doi.org/10.1016/0014-2921(84)90073-4)
- Harris, R. & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economic Bulletin*, 5(2), pp.1-13.
- Holmes, M.J y Silverstone, B. (2006). Okun's Law, asymmetries and jobless recoveries in the United States: A Markov-switching approach. *Economics Letters*, 92(2): 293-299. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.03.006>
- Huan, H.C. & Lin, S. (2008). Smooth-time varying Okun's coefficients. *Economic Modelling*, 25(2): 363-375. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.009>
- Ibragimov, M. & Ibragimov, R. (2017). Unemployment and output dynamics in CIS countries: Okun's law revisited. *Applied Economics*, 49(34), pp.3453-3474. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1262519>
- Islas Camargo, A. & Cortez, W. (2011). Revisiting Okun's law for Mexico: an analysis of the permanent and transitory components of unemployment and output. MPRA Working Paper. No. 30026, Munich Personal RePEc Archive, 1-28.
- Islas, A. y Cortez, W. (2019). ¿Puede el sector informal afectar a la relación entre desempleo y producción? Un análisis del caso de México. *Revista de la CEPAL*. 2018(126), diciembre.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3): 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Kargi, B. (2016). Okun's Law and Long-term Co-integration Analysis for OECD Countries (1987-2012). *Emerging Markets Journal*, 6 (1), pp.38-46. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2439235>
- Keynes, J. M. 1936. [1964]. *The General theory of Employment, Interest, and Money*. Nueva York, Harcourt Brace Jovanovich.
- Lang, D. & de Peretti C. (2009). A strong hysteretic model for Okun's law: theory and preliminary investigation. *International Review of Applied Economics*, 23(4): 445-462. <https://doi.org/10.1080/02692170902954775>
- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2): 331-356. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(00\)00135-X](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(00)00135-X)
- Loría, E. y Ramos, M. G. (2007). La ley de Okun: una relectura para México, 1970-2004. *Estudios Económicos*. 22(1): 19-55. <https://doi.org/10.24201/ee.v22i1.149>
- Loría, E.G., Ramírez Guerra, E.A y Salas, E. (2015). La ley de Okun y la flexibilidad laboral en México: un análisis de cointegración, 1997Q3-2014Q1. *Contaduría y Administración*. 60(3): 631-650. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.012>.
- Mihajlović, V. & Fedajev, A. (2021). Okun's Law (A)symmetry in SEE Countries: Evidence from Nonlinear ARDL model. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 24(3), pp. 140-157.
- Novák, M. & Darmo, L., (2019). Okun's law over the business cycle: does it change in the EU countries after the financial crisis?. *Prague Economic Papers*, 28(2), pp.235-254. <https://doi.org/10.18267/j.pep.694>
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section. American Statistical Association*, 98- 104. <https://doi.org/10.12691/ijefm-7-1-4>
- Palley, T.I. (1993). Okun's Law and the asymmetric and changing cyclical behavior of the USA economy. *International Review of Applied Economics*, 7(2): 144-162. <https://doi.org/10.1080/758530144>
- Plosser, C. I. & Schwert, W. (1979). Potential GNP: Its Measurement and Significance: a Dissenting Opinion, supplement to the *Journal of Monetary Economics*, 10: 179-186. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(79\)90009-5](https://doi.org/10.1016/0167-2231(79)90009-5)

- Rahman, M. & Mustafa, M. (2017). Okun's law: evidence of 13 selected developed countries. *Journal of Economics and Finance*, 41(2), pp.297-310. <https://doi.org/10.1007/s12197-015-9351-5>
- Shin, Y., & Yu, B., Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. In: Horrace, W.C., Sickles, R.C., (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt Econometric Methods and Applications*, Springer Science and Business Media, New York, 281-314. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1807745>
- Silvapulle, P., Moosa, I.A, & Silvapulle, M.J. (2004). Asymmetry in Okun's Law. *Canadian Journal of Economics*, 37(2): 353-374. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0008-4085.2004.00006.x>
- Skott, P. (1989). *Conflict and Effective Demand in Economic Growth*. England: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511983795>
- Sögner, L. & Stiassny, A. (2002). An analysis on the structural stability of Okun's law –a cross– country study. *Applied Economics*, 34(14): 1775-1787. <https://doi.org/10.1080/00036840210124180>
- Stock, J.H. & Watson, M. W. (2012). Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession. NBER Working Papers. No.18094. National Bureau of Economic Research, 1-53. <https://www.nber.org/papers/w18094.pdf>. <https://doi.org/10.3386/w18094>
- Tang, Bo & Bethencourt, C. (2017). Asymmetric Unemployment-Output Tradeoff in the Eurozone. *Journal of Policy Modeling*, 39(3): 461-481. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.01.003>
- Taylor, L. (2004). *Reconstructing Macroeconomics: Structuralist Proposals and Critiques of the Mainstream*. Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- Valadkhani, A. & Smyth, R. (2015). Switching and asymmetric behavior of the Okun coefficient in the US: Evidence for the 1948-2015 period. *Economic Modelling*, 50(c): 281-290. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.07.001>
- Weber, C. (1995). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: a new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4): 433-445. <https://doi.org/10.1002/jae.3950100407>

**Cuadro A1**  
**Determinación del número de rezagos de cada modelo para cada país**

México					
Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.003259	0.0506	0.0352	0.0127
1	1226.7	1.80E-06	7.5274	7.4811	7.4135
2	33.531	1.60E-06	7.6840	7.6070 *	7.4942 *
3	12.474 *	1.50E-06 *	7.7115 *	7.6036	7.4457
4	3.3488	1.60E-06	7.6829	7.5442	7.3413
Estados Unidos					
Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.003357	0.0211	0.0057	0.0169
1	1303.9	1.20E-06	7.9717	7.9255	7.8578
2	40.121	9.70E-07	8.1688	8.0917	7.9790 *
3	7.2589	9.80E-07	8.1642	8.0563	7.8985
4	21.026 *	9.00E-07 *	8.2441 *	8.1054 *	7.9025
Canadá					
Rezagos	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		0.000986	1.24586	1.23045	1.20790
1	1003.3	2.20E-06	7.35205	7.30581	7.23817
2	27.55 *	1.90E-06	7.47199 *	7.39493 *	7.28219 *
3	3.9571	2.00E-06	7.44718	7.33930	7.18146
4	6.2476	2.00E-06	7.43643	7.29773	7.09479

Notas: \* Número de rezagos óptimo sugerido por cada criterio.

Fuente: Elaboración propia.