



Estimación de la Ley de Okun para México al nivel estatal y por tamaño de localidad

*An Okun Law Analysis for Mexico at
State Level and by Location Size*

Diego Andrés Cardoso López

El Colegio de la Frontera Norte

Email: dcardoso.mea2020@colef.mx; diegocardosolopez@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6767-0146>

Jesús Antonio López Cabrera

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), México

Email: jesus.lopez@un.org

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9861-6174>

Resumen

Este artículo estima la Ley de Okun (1962) para México al nivel estatal y por tamaños de localidades. Se utiliza un modelo de Panel de Vectores Autorregresivos (PVAR) para determinar los efectos de corto plazo, mientras que las funciones de Impulso-Respuesta y el Panel de Cointegración se utilizan para determinar los efectos de largo plazo para el período que va de 2005 a 2022. Los resultados verifican la existencia de la Ley de Okun para todos los estados, y para el tamaño de localidad mayor a 100 mil habitantes. Los rezagos de la tasa de crecimiento del capital humano tienen un efecto positivo en la tasa de crecimiento del desempleo, y los rezagos temporales de la tasa de desempleo tienen una incidencia negativa sobre la misma. Además, las innovaciones de estas variables presentan un comportamiento cíclico sobre el desempleo. Para el caso del análisis de largo plazo existe evidencia de una relación de largo plazo entre las variables estacionarias y una relación negativa.

Palabras claves: Ley de Okun; México; panel VAR; panel de cointegración; estimación por entidades; estimación por tamaños de localidad.

Abstract

This report estimates Okun's law (1962) for Mexico at the state level and by the size of localities. A Panel Vector Autoregressive (PVAR) model is used to determine the short-term effects, while the Impulse-Response functions and the Cointegration Panel are used to determine the long-term effects for the period from 2005 to 2022. The results verify the existence of Okun's Law for all states, and for the size of a town greater than 100 000 inhabitants. The lags in the growth rate of human capital have a positive effect on the growth rate of unemployment, and temporary lags in the unemployment rate have a negative impact on it. In addition, the innovations of these variables present a cyclical behavior on unemployment. In the case of the long-term analysis, there is evidence of cointegration and a negative relationship.

Keywords: Okun's Law; Mexico; panel VAR; cointegration panel; state estimation; estimation by locality size.

Clasificación JEL: C49, E24, E32.

Fecha de recepción: 18 de noviembre de 2022.

Fecha de aceptación: 30 de enero de 2023.

1. INTRODUCCIÓN

La ley de Okun postula que existe una relación empírica y negativa entre la tasa de crecimiento del desempleo y el crecimiento económico, lo que implica un costo de oportunidad entre estos. En su trabajo seminal, Okun (1962) empleó información trimestral del Producto Nacional Bruto (PNB) real y de la tasa de desempleo en el período que va de 1947 a 1960 para Estados Unidos, con el objetivo de examinar los efectos de corto plazo. El principal hallazgo es que un crecimiento del 1% del PNB reducía hasta en 0.3 puntos porcentuales (pp) la tasa de desempleo (Guisinger et al., 2018; Okun, 1962).

El trabajo inicial de Okun (1962) dio paso al desarrollo de dos especificaciones: 1) el análisis de brechas, y 2) el análisis de tasas de crecimiento. La primera examina las correlaciones de los ciclos de las variables en una versión logarítmica, mientras que la segunda versión es una especificación de las tasas de crecimiento del ingreso y de la tasa de desempleo (Pizzo, 2019). Este análisis captura los factores exógenos y endógenos que afectan a las relaciones de oferta y demanda de la economía, además de los movimientos de la productividad de la economía, dada la relación bidireccional entre productividad y crecimiento económico.

Se han generado muchas investigaciones sobre la Ley de Okun usando diferentes técnicas de estimación, tanto en el nivel internacional, nacional como regional. Según Elhorst y Emili (2022), y Pizzo (2019) los estudios en este tema, en el ámbito mundial, se pueden clasificar en tres amplios grupos: 1) el análisis agregado al nivel de país; 2) los estudios usando información para varios países, y 3) los estudios regionales, al interior de un país. En México encontramos que las investigaciones sobre la Ley de Okun tocan, al mismo tiempo, temáticas relacionadas con el análisis de género, ciertas características socioeconómicas, el mercado laboral, tanto regional como sectorial (Alarcón-Osuna y Soto-Zazueta, 2017; Chavarín, 2014; Loría et al., 2012, 2021; Sánchez López, 2019).

Así, este trabajo retoma el trabajo de Okun (1962), y se propone examinar los efectos de corto y largo plazos que tienen la tasa de crecimiento del ingreso real de las familias y de la acumulación de capital humano, sobre la tasa de crecimiento del desempleo en las entidades del país,¹ usando los cuatro tamaños

¹ Las entidades de la República mexicana son: Aguascalientes, Baja California, Baja California Sur, Campeche, Coahuila, Colima, Chiapas, Chihuahua, Durango, Ciudad de México, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, Estado de México, Michoacán, Morelos, Nayarit, Nuevo León, Oaxaca, Puebla, Que-

de localidades² presentes en cada una. Para estimar las relaciones de corto plazo se utiliza la metodología de Panel de Vectores Autorregresivos (PVAR), y la metodología de panel de cointegración para las relaciones de largo plazo.

Esta investigación se diferencia de las anteriores porque verifica la Ley de Okun para las entidades y los cuatro tamaños de localidad. Este estudio analiza la Ley de Okun al nivel regional porque considera que poseen características estructurales distintas a las nacionales. Esto se debe a que cada entidad tiene distintos niveles y estructuras de empleo, desempleo y empleo informal, así como productividades laborales y totales (Rodríguez Sangrador, 2017; Loría et al., 2021). En ese sentido, el que se haya constatado la vigencia de la Ley de Okun al nivel nacional no significa que también funciona para todas las regiones de la misma manera, ya que existe una heterogeneidad estructural entre las distintas entidades. Por lo mismo, es necesario realizar recomendaciones de políticas públicas que se adecuen a las particularidades de cada una y tomar en cuenta las diferencias para su implementación (Rojas Manzo, 2019). Más aún, para algunos casos, las entidades responderán de la misma manera a las políticas públicas nacionales, pero no en todos (Rodríguez Sangrador, 2017).

Adicionalmente, propone un análisis de corto y largo plazos determinando sus puntos de equilibrio del coeficiente de Okun para estos períodos basándose en la metodología propuesta por Melguizo (2017). Finalmente, este trabajo plantea un mejor entendimiento de esta regularidad empírica, empleando variables adicionales como el capital humano.

Del mismo modo, este documento enriquece a la literatura económica de la Ley de Okun (1962) al emplear métodos que pueden estimar los efectos de corto y de largo plazos, permitiendo variaciones fijas y temporales. Esto nos posibilita: 1) la formulación de políticas públicas que ayuden a las economías a alcanzar su condición de pleno empleo en México (Okun, 1962); 2) un entendimiento completo de las dinámicas directas e indirectas del mercado laboral (Flórez et al., 2018) y 3) contribuye al análisis del comportamiento del factor trabajo, como el fenómeno de la informalidad laboral y el capital en su contribución al crecimiento económico del país (Loría et al., 2012).

rétaro, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sinaloa, Sonora, Tabasco, Tamaulipas, Tlaxcala, Veracruz, Yucatán y Zacatecas.

² Los tamaños de las localidades son: 1) aquellas mayores a 100 mil habitantes; 2) las que se encuentran entre 15 mil y 99 999 habitantes; 3) aquellas que tienen entre 2500 a 14 999 habitantes y, finalmente, 4) las menores a 2500 habitantes.

Los resultados muestran que, tanto al nivel de las 32 entidades federativas y para las localidades mayores a 100 mil habitantes, se confirma la existencia de la regularidad empírica de la Ley de Okun. Sin embargo, para las localidades menores a 100 mil habitantes sucede lo contrario: el coeficiente del ingreso sobre el desempleo es positivo y no significativo. Al mismo tiempo, los rezagos temporales del desempleo tienen un efecto negativo, lo cual implica que su comportamiento es cíclico. La variable rezagada del capital humano tiene un efecto positivo; esto significa que su comportamiento potencia los niveles de desempleo actuales y futuros. Este efecto se debe a que la economía mexicana no está preparada para absorber a toda la masa de profesionales en sus procesos de producción. Examinando los choques presentes en las funciones de impulso-respuesta, a medida que se reducen los tamaños de la localidad son más suaves, mientras que la función impulso-respuesta correspondiente a choques en el ingreso tiene movimientos negativos en la mayoría de las estimaciones, acentuándose hacia 0 a partir del quinto trimestre. Innovaciones en la acumulación del capital humano requieren más tiempo para suavizar sus efectos sobre el desempleo. Finalmente, existen equilibrios de largo plazo de todas las variables, donde su principal efecto es negativo, sumando evidencia a favor de la Ley de Okun (1962).

El resto del documento está organizado de la siguiente forma: En la sección 2, se realiza una revisión de la literatura la Ley de Okun, incluyendo un análisis para México. En la sección 3, se examina el contexto del mercado laboral mexicano. En la siguiente sección se describe la metodología y los datos. En la sección 5 se presentan los principales resultados y, finalmente, la conclusión.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Esta sección enlista una serie de trabajos sobre la Ley de Okun (Tabla 1). Se parte del estudio teórico original de Okun, donde se muestra la mencionada relación y sus múltiples aplicaciones en los distintos países. Tomando en cuenta lo anterior, también se identificarán los estudios aplicados para México, con el objetivo de obtener ciertas conclusiones de esta investigación, así como las características que pueden ser empleadas en la estimación de la Ley de Okun para las entidades de la República y los tamaños de las localidades. En la sección siguiente se establece una descripción detallada del mercado laboral en México.

Okun (1962) parte de una pregunta inicial: “¿Cuánto producto puede ser producido bajo las condiciones de pleno empleo?”. Okun menciona que el producto puede alcanzar niveles potenciales, bajo la condición de pleno empleo, y que para lograrla debe haber una convergencia en la eficiencia de la fuerza de trabajo, tecnologías e insumos (por ejemplo, en los niveles de productividad) en los territorios. La ausencia de estos factores en las economías genera fricciones en los procesos de producción, provocando que se esté por debajo de los niveles potenciales, en el caso de Estados Unidos.

Estas rigideces se componen de cuatro elementos: 1) un mercado laboral que no permita explotar su potencial; 2) la falta de capacidad instalada; 3) altos costos de transacción, y 4) la ausencia de habilidades y destrezas de la fuerza de trabajo (Okun, 1962). Estas rigideces se transmiten por medio de la conformación de una masa de individuos que no logra colocarse en el mercado de oferta y demanda de trabajadores, cayendo en la categoría de desempleados. En este sentido, Okun (1962) visualiza que existe una relación negativa entre el producto y el desempleo.

Okun (1962) presenta en su documento inicial la existencia de dos mecanismos para medir la relación en el corto plazo: la versión de brechas y la de diferencias. En la primera estructura de análisis plantea la relación entre la tasa natural de desempleo y la diferencia entre la producción actual y la potencial (Okun, 1962). La versión en diferencias permite definir la relación entre las tasas de crecimiento del desempleo y de la producción. En este documento, se propone un análisis a corto, mediano y largo plazos con un enfoque causal.

Han proliferado los estudios para verificar la existencia de la Ley de Okun alrededor del mundo, utilizando múltiples metodologías de análisis. Por ejemplo, para el caso de Estados Unidos, Gordon (1984) realiza una descomposición de la producción entre variables como productividad laboral y tasa de participación laboral, y las contrasta con la tasa de crecimiento del desempleo. Entre sus resultados encuentra una relación negativa entre estas dos variables y la tasa de crecimiento del desempleo.

También Valadkhani y Smyth (2015) examinan la relación entre el desempleo y la producción en Estados Unidos de 1948 a 2015, por medio de un análisis de cadenas de Markov. Entre sus resultados se evidencia que en los ciclos recesivos de la economía estadounidense se han generado cambios estructurales y en los movimientos de la tasa de desempleo. Adicionalmente, Holmes y Silverstone (2006) utilizan la misma técnica para el caso de 1991 a 2001 con datos trimestrales; entre

sus resultados se muestra la relación significativa y empírica entre el producto y el desempleo.

En un estudio en el que se considera cada uno de los estados de Estados Unidos y utilizando la técnica de los componentes inobservables, Guisinger et al. (2018) comprueban la existencia de la Ley de Okun en la mayoría de ellos (47 de 50 estados). Adicionalmente, mide la injerencia de las variables independientes indicadoras de la participación de fuerza de trabajo, participación sectorial y presencia de sindicatos sobre la tasa de crecimiento de la tasa de desempleo por estados; entre sus resultados se evidencia que estas variables tienen un comportamiento negativo y significativos en la mayoría de los casos. Por otro lado, el porcentaje de personas con educación universitaria tiene un efecto positivo en la dinámica de la variable dependiente (Guisinger et al., 2018).

Por su parte, Fontanari et al. (2020) proponen un análisis de largo plazo de la Ley de Okun (1962) también para el caso de Estados Unidos. Por consiguiente, con datos trimestrales entre el período de 1959T4 al 2018T3 los autores proponen un modelo Armax para estimar las relaciones negativas de los rezagos de la tasa de crecimiento de los ingresos. En los resultados se verifica la relación negativa entre ingresos y sus rezagos temporales. Por otro lado, la variable aplicada al rezago temporal de la tasa de crecimiento de la tasa de desempleo tiene un efecto positivo y significativo en el presente (Fontanari et al., 2020).

Sin embargo, como se ha recalcado en este estudio, la literatura referente a la validación de la Ley de Okun es rica en su aplicación en países y regiones, así como en técnicas para estimar esta regularidad empírica. En un estudio aplicado para países que pertenecen al G20 entre 1991 y 2014, Acaroğlu (2018) estima la versión de brechas de la Ley de Okun por medio de la aplicación de filtros temporales. En sus resultados se encuentra que no es posible verificar la dirección negativa entre ingresos y desempleo para los países de China, Indonesia, Arabia Saudita y Turquía (Acaroğlu, 2018).

En una aplicación para los países del G7, Benos y Stavrakoudis (2022) estiman un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) empleando la metodología de cópulas para cada país y la forma funcional en diferencias de la Ley de Okun. Sus resultados muestran que existe una fuerte relación entre los niveles de desempleo y el producto para Estados Unidos, Francia, Canadá, Reino Unido y Alemania. En cambio, para Italia y Japón la mencionada relación no es significativa. Por otro lado, Guisinger y Sinclair (2015) utilizan datos en tiempo real para los mismos

países, verificando los resultados de Benos y Stavrakoudis (2022), pero la relación es estadísticamente débil.

Hutengs y Stadtmann (2013) llevan a cabo un estudio para los países en la eurozona, segmentando el análisis entre el total de la población y las personas consideradas jóvenes (15-24 años de edad). Los resultados muestran que los coeficientes de Okun que determinan la relación entre ambas variables son más pronunciados en la población considerada joven comparados con las personas que poseen mayor edad. Esto demuestra que este grupo de edad posee una sensibilidad mayor a cambios entre ambas variables comparado con otros grupos de edad.

En un estudio aplicado a la Unión Europea entre 1993 y 2014, Economou y Psarianos (2016) proponen un análisis de datos paneles con la descomposición de Mundlak. En sus resultados, los autores establecen una relación estadísticamente robusta entre la tasa de desempleo y el producto. Adicionalmente, advierten que durante períodos en el que se implementaron políticas para proteger el mercado laboral disminuyó el efecto del producto en el desempleo.

Perman y Tavera (2005) profundizan en el análisis de la Ley de Okun estimando su versión en diferencias, y adicionalmente hacen un análisis de convergencia de los países. En sus resultados, los coeficientes de Okun estimados para cada país son estadísticamente significativos y se identifica la presencia de convergencia en los países que componen la Unión Europea.

Otro enfoque diferente es el de Maza (2022), quien plantea un análisis para 265 regiones europeas en el período que va de 2000 a 2019. Se estima la relación por medio de un panel de efectos heterogéneos. Adicionalmente, se propone un análisis espacial contrastando el coeficiente de la Ley de Okun con factores demográficos, del mercado laboral y factores institucionales. En sus resultados, se verifica la relación y se identifica que la mayoría de estos factores predisponen a coeficiente heterogéneos de la Ley de Okun entre estas regiones.

Así como hay análisis regionales entre los países, también existen estimaciones dentro de ellos. A continuación se describen estudios de países en desarrollo, seguido de países de América Latina y, finalmente, aplicado a México. Por ejemplo, Adanu (2005) realiza una investigación en las provincias canadienses entre 1981 y 2001. Se aplica la metodología de filtros temporales (Filtro de Hodrick- Prescott (HP) y de Tendencia Cuadrática (TC) para estimar el coeficiente de la Ley de Okun para cada provincia. En este sentido, el autor concluye que existe una relación negativa entre desempleo y producto para cada provincia, pero este es más bajo con la metodología de TC.

Sögner (2001) estima la relación entre el desempleo y el ingreso entre 1977 y 1995, utilizando la metodología de cadenas de Markov. Sus resultados muestran que un crecimiento de 4.16 puntos porcentuales (pp) reduce la tasa de desempleo en un punto. Para la República Checa y Eslovaquia Durech et al. (2014) evalúan la Ley de Okun y el efecto de variables de control, como la Inversión Extranjera Directa (IED), Investigación y Desarrollo (I+D) y el gasto en infraestructura. Entre sus resultados hallaron que incrementos en estas variables reducen considerablemente la tasa del desempleo (Durech et al., 2014). Bod'a & Považanová, 2021 hacen lo mismo para los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y se verifica la ley.

Para el caso de América Latina, Merlo y Porrás-Arena (2019) realizan una investigación aplicada a la economía uruguaya para el período de 1968 a 2018. Entre sus resultados se identifica una relación negativa entre el producto interno bruto (PIB) y el desempleo, donde un aumento del PIB en 1 pp reduce la tasa de crecimiento del desempleo en 0.27 pp. Rodríguez (2009) estima la relación de desempleo e ingresos por medio de la técnica del filtro de Kalman con datos del primer trimestre de 1970 al último de 2007. Los resultados evidencian una brecha significativa entre el PIB potencial y los niveles corrientes del PIB, aspecto que genera un incremento en los niveles de desempleo.

En el análisis de la economía brasileña, Tombolo y Hasegawa (2014) impulsan una especificación de un modelo de regresión de medias móviles y autorregresivos (ARIMA, por sus siglas en inglés) aplicado para el período que va de 1980 a 2013, con datos trimestrales. Sus resultados verifican que el desempleo se reduce en períodos expansivos del producto. En el caso de Brasil, el crecimiento de la economía a comienzos del siglo XXI tuvo un efecto en la reducción de los niveles de desempleo. Mascarenhas Paulo et al. (2021) contribuyen con un análisis de la Ley de Okun en zonas rurales en Brasil, y encuentran que la relación entre desempleo y producción es débil debido a la alta informalidad laboral presente en estas zonas.

Por su parte, Flórez et al. (2018) verifican la existencia de la Ley de Okun en Colombia de 1984 a 2016, utilizando un modelo de corrección del vector de error (VCE, por sus siglas en inglés) para determinar relaciones de largo plazo. Los autores concluyen que existen relaciones de largo plazo para identificar la dinámica. Al mismo tiempo, empleando un modelo de cointegración no lineal se evidencia la relación negativa, que se acentúa entre regímenes expansivos y recesivos (Flórez et al., 2018).

Amador-Torres (2018) recurre a un enfoque del nuevo keynesianismo en una economía abierta y pequeña para estimar la relación entre la producción y los niveles de empleo, estimando un modelo del ciclo real de negocios (RBC, por sus siglas en inglés). Los resultados obtenidos son similares a los que Okun (1962) encuentra para la economía de Estados Unidos, con coeficientes cercanos al -0.32%. En otro estudio, Jiménez Restrepo et al. (2019) hacen lo mismo por medio de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (MCOCM) con datos que van de 1983 a 2016, empleando otras variables de control como los salarios de los individuos y la tasa de interés. Sus resultados muestran que los salarios y las tasas de interés, en conjunto con la tasa de desempleo, incrementan la magnitud del coeficiente de Okun.

Pizzo (2019) afirma que, en promedio, el coeficiente de la Ley de Okun estaría ubicado en un -0.27 pp para América Latina y el Caribe. En el caso de México, se determinó que este coeficiente es de alrededor de -0.17 pp. La revisión de literatura comprende los estudios realizados entre 1970 a 2015, y a principal conclusión es la relación negativa y significativa entre desempleo e ingreso tanto en América Latina y el Caribe, como en México.

Por su parte, Loría et al. (2021) realizan una estimación de la Ley de Okun en México para verificar la existencia de la relación entre producción y desempleo, así como la heterogeneidad de la magnitud de la relación al nivel de los estados. Así, los autores identifican que 22 de las 32 entidades federativas poseen un coeficiente de variación negativo y estadísticamente significativo, oscilando entre -7.21% y -1.25%, mientras que en los restantes los coeficientes no son significativos. Estos últimos se caracterizan por deficientes desempeños económicos, sociales e institucionales.

En otra investigación realizada en México, con un enfoque de género, Loría et al. (2012) estiman la Ley de Okun en primeras diferencias utilizando la técnica econométrica de vectores de autorregresivos no restringidos. Los datos van desde el segundo trimestre de 2000 hasta el primer trimestre de 2011. Los resultados muestran que el crecimiento económico en México reduce fuertemente el desempleo entre los hombres, pero no el femenino. Los autores concluyen que la precariedad laboral y la población económicamente inactiva son los factores que inciden sobre estos resultados (Loría et al., 2012).

Un enfoque de estimación de la Ley de Okun es el que sigue Chavarín (2014) al estimar el efecto del desempleo sobre el producto. Las variables utilizadas son el PIB en términos reales y la tasa de desempleo abierto en México, con datos que van

de 1987 hasta 2000. Justifica la elección del período porque permite capturar los efectos de la recesión económica de 1987, la crisis de 1994 y los quiebres estructurales de las series. Sus resultados indican la inexistencia de la Ley de Okun en México durante el período señalado.

En el trabajo de Alarcón-Osuna y Soto-Zazueta (2017) se estima el costo del desempleo en términos del PIB en México. Para ello se valen de Ley de Okun con un modelo de panel de datos para efectos combinados, efectos fijos y aleatorios, que va de 2004 a 2014. Este enfoque toma en cuenta la heterogeneidad estructural de los estados. Los resultados identifican que hay diferencias de coeficientes de la Ley de Okun entre ellos, mostrando que los estados del norte y del noroeste tienden a tener coeficientes negativos y de altas magnitudes. Los autores lo explican al referir que el resultado se debe a la flexibilidad laboral presente en ellos.

En el trabajo de Islas Camargo y Cortez (2018) se aborda la Ley de Okun, pero examinando, al mismo tiempo, el papel de la informalidad laboral. Así, las variables en el modelo son: el valor de la producción real a precios de 2008, la tasa de desempleo y la tasa de informalidad para las principales ciudades entre el primer trimestre de 1993 y hasta el segundo trimestre de 2015. La metodología utilizada es un modelo de relación lineal, uno con cambios de régimen de Markov con probabilidad de transición fija y con probabilidad de transición variable, con el objetivo de identificar asimetrías.

Sus resultados muestran que los coeficientes estimados para la Ley Okun son menores que la media de los estudios revisados para México, siendo de alrededor de -0.137 pp. Esto es producto del efecto de la informalidad. En este sentido, la tasa de informalidad es estadísticamente significativa y tiene un efecto positivo sobre la tasa de desempleo, aspecto que resulta ser contraintuitivo en el contexto del mercado laboral (Islas Camargo y Cortez, 2018).

Una conclusión preliminar que se extrae de la revisión de la literatura es que existen tres elementos clave: 1) la Ley de Okun es una regularidad empírica que se verifica a lo largo de distintos países y regiones del mundo; 2) existen múltiples técnicas para utilizar: de tipo correlacional, inferencial y causal, y 3) la incorporación de variables económicas y demográficas brinda cierta riqueza al análisis, considerando los efectos exógenos. En la sección siguiente describimos el mercado laboral en México.

3. EL MERCADO LABORAL MEXICANO

Este apartado tiene como objetivo caracterizar el mercado laboral mexicano. Así, de acuerdo con Cassoni (1991), la economía mexicana ha atravesado una etapa crítica en términos de crecimiento de la ocupación formal de la fuerza de trabajo. Como resultado, en su afán de emplearse esta fuerza de trabajo opta por ser informal. Al mismo tiempo, López (1999) afirma que México se caracteriza por tener una tasa de desempleo abierto baja, pero con una alta tasa de ocupación en el sector informal y con salarios bajos.

Estas características permiten entender que las condiciones laborales de los trabajadores van en detrimento (Cota-Yañez y Navarro-Alvarado, 2015). Esto se ve reflejado en una ausencia del poder de negociación de los trabajadores y, a su vez, implica una reducción de las prestaciones sociales y los ingresos laborales reales (Cota-Yañez y Navarro-Alvarado, 2015). La permanencia de estos factores perpetúa la precariedad laboral y reduce la capacidad de compra de las familias.

Sobre la informalidad laboral y sus costos sociales, Busso et al. (2012) y Alcaraz et al. (2015) afirman que su presencia acarrea una variedad de costos subyacentes. Entre los impactos de la informalidad laboral sobre las empresas se encuentra que, esta reduce la formación de empresas de alto impacto para el crecimiento económico. Además, respecto de la seguridad social, la informalidad laboral incrementa las cargas fiscales del gobierno, lo cual reduce los niveles de inversión hacia otros sectores. En tanto, Alvarez y Ruane (2019) agregan que los costos económicos de la informalidad están relacionados con un menor nivel de productividad que, como argumenta Krugman (1997), sustenta el crecimiento económico en el largo plazo.

De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (ILO, por sus siglas en inglés) (2014) es necesario establecer una estrategia mancomunada entre agentes económicos para la generación de empleos formales que potencien el crecimiento económico, y políticas que permitan una transición entre trabajadores informales a formales. Se estimó que, para México, alrededor del 60% de la población ocupada tuvo empleos informales en 2011 y 2012, con mayores porcentajes en las zonas rurales (ILO, 2014). En 2013, los estados que se caracterizaron por altos porcentajes de informalidad fueron: Oaxaca (81%), Guerrero (79%) y Chiapas (78%). En sentido contrario, aquellos con menores porcentajes de informalidad fueron Baja California Sur (41%), Chihuahua (40%) y Nuevo

León (40%). Una primera conclusión sería que los estados de menores ingresos también son aquellos que tienen mayores niveles de informalidad (ILO, 2014).

Otra característica generalizada en la economía mexicana es la menor participación en el mercado laboral y salarial de las mujeres con respecto a los hombres. Estas características son, principalmente, determinadas por: 1) las normas de género implantadas en el contexto del mercado laboral, y 2) la ausencia de capacidad instalada en las empresas para demandar trabajadores femeninos (Rodríguez Pérez y Aguilar Arredondo, 2021). Este aspecto se acentúa dependiendo de las regiones geográficas, siendo las del norte y centro las que poseen las mayores desigualdades (Rodríguez-Pérez y Castro-Lugo, 2014).

En términos de participación laboral, las mujeres se han caracterizado por tener un menor nivel comparado con los hombres. La principal razón es el alto salario de reserva que imposibilita a los individuos ejercer alguna actividad económica (Cox-Edwards y Rodríguez-Oreggia, 2009). Duval-Hernández y Orraca Romano (2009) afirman que a pesar de la creciente tendencia de las mujeres a insertarse en el mercado laboral, aún están presentes las brechas de género. La inserción de las mujeres en el mercado laboral es determinada por los incrementos de escolaridad, cultura igualitaria y diversificación de actividades económicas (Ortiz Rodríguez y Pillai, 2019).

Román-Sánchez et al. (2019) exponen otras características del mercado laboral mexicano al analizar la transición que hacen las personas de la ocupación a la inactividad, y en un sentido contrario para el caso de los adultos mayores en México, por medio de la metodología de matrices de transición. Entre sus resultados, se evidencia que, aunque el acceso a una pensión es mayormente plausible entre los hombres que entre las mujeres, la propensión de que los adultos mayores se jubilen es baja. Es importante mencionar que a pesar de que hay ocasiones en que la capacidad instalada de las empresas no demanda trabajadores en edad de jubilación, es necesario considerar que la existencia de factores sociodemográficos, económicos y espaciales impone barreras para que los individuos no accedan a su pensión (Román-Sánchez et al., 2019). Un ejemplo es que a mayores niveles de escolaridad de los adultos se potencia los niveles de seguridad social. Adicionalmente, los individuos localizados en zonas urbanas tienen mayores posibilidades de contar con protección social con respecto de sus pares en las zonas rurales. Además, a lo largo de los años se han incrementado las condiciones para alcanzar la jubilación, lo que implica que un alto porcentaje de ellos se encuentre

sin pensión; esto resulta en un crecimiento de la precariedad laboral en México (Román-Sánchez et al., 2019).

Según CEPAL/OIT (2018), la falta de accesibilidad de los adultos mayores a una pensión es un factor sustancial en el incremento de los niveles de informalidad y, a su vez, una reducción de las políticas de trabajo decente. Esta característica hace que la cobertura tributaria de programas sociales enfocados a este grupo etario no sea suficiente para garantizar la satisfacción de las necesidades básicas. Por consiguiente, la orientación de las políticas debería estar encaminada a generar mecanismos para el acceso a pensiones y, en su defecto, promover el trabajo decente en este grupo etario.

En tanto, estudiando la dinámica de los profesionales en el contexto del mercado laboral mexicano, Valenzuela Sánchez et al. (2018) argumentan que una parte considerable de la mano de obra se encuentra sobreeducada, lo que trae consigo la existencia de desajustes estructurales entre la oferta y la demanda de trabajadores y, a su vez, incrementos en la tasa de desempleo por grupo poblacional. Esta característica demuestra la ausencia de especialización en actividades de alto componente tecnológico.

Así, Ordaz Díaz (2007) afirma que los retornos a la educación no son completamente distribuidos a lo largo de la población; esto se debe a que las personas de bajos recursos no poseen la capacidad para invertir en su educación, lo cual estimula el rezago en el mercado laboral. Del mismo modo, las externalidades positivas derivadas de la acumulación de capital humano no son completamente aprovechadas debido a las ineficiencias del mercado laboral y a la carencia de procesos de formación en todos los niveles (Peralta, 2016).

Por eso, concluimos lo siguiente: 1) aunque la tasa de desempleo es baja, la tasa de ocupación informal es bastante alta, y más en el caso de los estados de menores ingresos; 2) la alta informalidad laboral tiene connotaciones negativas en la creación de empresas formales y que sobrelleven la carga de pagos a seguridad social; 3) persisten las desigualdades en temas salariales y en la participación laboral de la fuerza de trabajo al nivel de género; 4) existe un gran porcentaje de adultos mayores que tienen barreras para acceder a una pensión, lo que perpetúa los niveles de informalidad laboral en este grupo etario; 5) los profesionales en México no pueden insertarse en el mercado laboral debido a las rigideces existentes en la oferta y la demanda de trabajadores, considerándolos sobrecalificados, y 6) la existencia de estos factores promueve la precariedad laboral y la reducción de los ingresos salariales en México.

Después de haber definido la existencia de la relación de Okun y establecer un contexto de los factores presentes en el mercado laboral en México, la siguiente sección retoma lo especificado para estructurar los datos y la estrategia metodológica empleada en el proceso de análisis, además de proceder con las estimaciones de corto y largo plazos del coeficiente de Okun.

4. DATOS Y METODOLOGÍA

4.1 DATOS

Para estimar la relación de corto y largo plazos entre el crecimiento del capital humano (ΔH_t) y los ingresos reales de las familias (ΔY_t) con respecto a la tasa de crecimiento de desempleo (ΔU_t) en México y sus localidades, se usa las series trimestrales de 2005T1 a 2022T1 para las 32 entidades federativas de México ($T=68$, $N=32$), es decir, un panel de los estados de México. También se hará un análisis para los cuatro tamaños de localidades.³ La fuente de los datos es la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

La variable tasa de crecimiento del capital humano se construyó a partir del número total de individuos por entidad con estudios técnicos, de pregrado y universitarios en un período dado (t). Por otro lado, la variable de ingresos reales está compuesta por la suma total de los ingresos laborales que tienen las familias en un estado (N). Finalmente, la tasa de desempleo es la relación entre el número total de desempleados y la población económicamente activa (PEA) en las entidades. A estas variables se les aplicó una transformación logarítmica y, posteriormente, diferencias para estimar las tasas de crecimiento. Es importante mencionar que el uso de ellas recopila características implícitas del mercado laboral mexicano y, por tanto, su comportamiento demuestra las capacidades del mercado laboral. Además, el uso de otras variables implicaría ciertas relaciones endógenas.

Como es necesario verificar que las series sean estacionarias para eliminar la inferencia sobre relaciones espurias, se hace un análisis de raíces unitarias tanto al nivel generalizado de las entidades como de los tamaños de sus localidades. En este caso, es necesario que las variables en el panel de comporten de manera estacionaria (Hansen, 2016). Usando el criterio de Dickey-Fuller Aumentado

³ Definidos en la nota al pie 2.

(DFA)⁴ al nivel estatal, se identifica que las variables sean estacionarias para las 32 entidades federativas, y que las localidades también sean estacionarias en sus series (Tabla 1). Además, en el análisis posterior se impulsa la estimación de las relaciones de corto y largo plazos, así como la respuesta de derivados.

Tabla 1. México: prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentado al nivel de estados y por tamaño de localidad, de 2005 a 2022

Variables	32 entidades	32 entidades y T. localidad 1	32 entidades y T. localidad 2	32 entidades y T. localidad 3	32 entidades y T. localidad 4
ΔU_t	331.58 (0.000)	296.77 (0.000)	557.27 (0.000)	597.28 (0.000)	534.73 (0.000)
ΔY_t	278.15 (0.000)	366.71 (0.000)	446.88 (0.000)	461.51 (0.000)	424.93 (0.000)
ΔH_t	549.15 (0.000)	464.17 (0.000)	502.44 (0.000)	516.01 (0.000)	615.92 (0.000)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: los coeficientes expresados son valores estandarizados χ^2 y entre paréntesis resultan ser los p-valores. Además, la verificación de la hipótesis alternativa significa la estacionariedad de la serie.

4.2 ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

Definidos los objetivos del análisis de las relaciones de corto y largo plazos para verificar la Ley de Okun en México, esta sección presenta la estrategia econométrica (Huang y Yeh, 2013; Melguizo, 2017). Para el análisis de corto plazo, se utiliza la metodología de PVAR propuesta por Canova y Ciccarelli (2013). La aplicación de este tipo de modelaje permite derivar el efecto causal de las variables exógenas y la endógena rezagada en un tiempo (t) y, determinar la función de impulso y respuesta ante choques en las variables. Para la estimación de las relaciones causales de largo plazo se utilizan los paneles de cointegración (Persyn y Westerlund, 2008).

⁴ Esta es la prueba de raíces individuales de Fischer DFA. Su implementación corresponde a estos criterios: 1) permite paneles no balanceados y usar diferentes tipos de rezagos; 2) el uso de esta prueba es la base de otras pruebas aplicadas para paneles, y 3) las otras pruebas dependen principalmente del número de estados, pero para el DFA depende estrictamente de la cantidad de tiempo, lo cual para la cantidad de periodos temporales del análisis impulsa una mayor exactitud en la estimación de los coeficientes de χ^2 y p - valores (Hansen, 2016).

En el panel VAR se considera un VAR original donde la variable endógena es dependiente de sus valores rezagados y de otras variables exógenas rezagadas. No obstante, la representación del panel VAR toma en cuenta un enfoque de corte transversal. La variable de ΔU_t corresponde a la variable endógena y se segmenta en cada unidad estatal (N), es decir, $\Delta U_t = (\Delta U_{1t}, \Delta U_{2t}, \dots, \Delta U_{Nt})$ para cada uno de las 32 entidades por K vectores de variables dependientes ($N * K * 1$). En otras palabras, esta primera ecuación las considera como independientes, pero se estiman de manera conjunta. Por consiguiente, un pseudopanel VAR está conformado de la siguiente forma:

$$\Delta U_{Nt} = \beta_0 + \beta_{1,N} \Delta U_{Nt-1} + \dots + \beta_{l,N} \Delta U_{Nt-l} + \varepsilon_{Nt-l} \quad (1)$$

El intercepto (β_0) indica los efectos fijos distribuidos en las demás variables. Adicionalmente, los coeficientes asociados a los vectores de variables poseen un comportamiento matricial. ($K^T * (N * K)$). Finalmente, se encuentra el vector de errores (ε_{Nt-l}) asociado a la estimación con una estructura matricial ($K * 1$).

La ecuación 1 responde a una especificación sin variables exógenas. En este caso, estimamos un vector autorregresivo en panel, del cual analizamos únicamente las funciones impulso-respuesta (I-R) del crecimiento de la tasa de desempleo ante cambios en el crecimiento de los ingresos reales y de la medida del crecimiento del capital humano, con variables exógenas rezagadas,⁵ utilizando la ecuación 2. En la especificación de esta ecuación se estiman los coeficientes considerando a las entidades mexicanas en conjunto y no en forma aislada.

$$\Delta U_{Nt} = \sum_{l=1}^p \beta_{l,N} \Delta U_{Nt-l} + \sum_{l=1}^{p^x} \beta_{p,N} \Delta X_{Nt-l} + \varepsilon_{Nt} \quad (2)$$

Así, los coeficientes asociados al vector de covariables independientes (ΔX) siguen una forma de $((N * K) * M)$, donde el mencionado vector de variables se repite para todas las entidades N . La ecuación 2 presenta una serie de características como: 1) la presencia de interdependencias dinámicas en la variable dependiente para cada entidad; 2) existen interdependencias estáticas de los errores, evitando problemas de correlación para cada una, y 3) la presencia

⁵ La elección de rezagos óptimos se realiza con base en el Criterio de Información Bayesiana (BIC, por sus siglas en inglés) (Canova y Ciccarelli, 2013).

de heterogeneidad entre ellas. Estas características permiten definir la capacidad del panel para generar el I-R ponderado para todas las entidades y las localidades objeto de estudio, donde los shocks o movimientos de las variables sobre el desempleo están determinados por innovaciones presentes entre las variables exógenas y el rezago temporal de la endógena.

Una vez estimados los modelos Panel VAR y calculados los I-R de las variables independientes sobre la dependiente se realizan pruebas para medir las condiciones de estabilidad de la estimación. Es importante mencionar que se presentan los coeficientes del pVAR y se promueve el cálculo de I-R. Además, con base en un número de rezago óptimo, se establece la condición de estabilidad de una serie de eigenvalores derivada de la matriz autorregresiva. Si los eigenvalores son inferiores a la unidad implica que los rezagos seleccionados resultan ser eficientes (Canova y Ciccarelli, 2013).

Para el análisis de las relaciones de largo plazo se propone la metodología de cointegración. En este caso, partimos de la condición inicial del panel con sus tasas de crecimiento. Además, se proponen controles para capturar los efectos fijos de las entidades, así como los temporales, y el término de error aleatorio. Adicionalmente, se plantea el enfoque de Pedroni (1999) que asume que todos los paneles poseen coeficientes individuales de cointegración. Así, se utiliza la prueba de cointegración de paneles para identificar las raíces unitarias de los residuales de los modelos de Dickey-Fuller aumentado para cada serie en el panel. El modelo estima una serie autorregresiva del error para verificar si existe estacionariedad entre los paneles (Pedroni, 1999).

Con respecto a la especificación, se construye una variable dependiente en sus primeras diferencias, es decir, la tasa de crecimiento del desempleo, y se plantea un vector de covariables independientes en sus primeras diferencias (Ecuación 3).

$$\Delta U_{Nt} = \sum_{l=1}^{p^x} \beta_{p,N} \Delta X_{Nt-l} + \varepsilon_{Nt} \quad (3)$$

$$\Delta U_{Nt} = \sum_{l=1}^{p^x} \beta_{p,N} \Delta X_{Nt-l} + \widehat{\gamma}_N \widehat{\varepsilon}_{Nt-1} + \sum_{p=1}^{p^c} \gamma_{p,N} \Delta \widehat{\varepsilon}_{Nt-l} + \varphi_{Nt} \quad (4)$$

Donde el coeficiente asociado al error es compuesto por los coeficientes autorregresivo del error y sus rezagos óptimos, los cuales son definidos por el Criterio de Información Bayesiana (BIC, por sus siglas en inglés) y un coeficiente que captura la heterogeneidad entre las entidades federativas (φ_{N_t}) (Pedroni, 1999, 2004). El rechazo de la hipótesis nula implica que los individuos en el panel encuentran su estado estacionario en el largo plazo. El uso de estas dos técnicas permite definir los movimientos y los efectos de corto y largo plazos en la dinámica de la verificación de la Ley de Okun en las entidades de México y sus localidades.

4.3 ESTADISTICA DESCRIPTIVA EN EL CONTEXTO MEXICANO

El objetivo de este apartado es hacer un análisis descriptivo de las variables del estudio, segmentando para las principales entidades del país, así como los tamaños de sus localidades. Adicionalmente, este análisis será por quinquenios para cada variable, para las 32 entidades, con el objetivo de entender las dinámicas temporales del mercado laboral. En la Tabla 2 se muestra el promedio quinquenal de la tasa de crecimiento del desempleo.

Entre 2005 y 2009 la formación e inicio de la crisis financiera de Estados Unidos se transmitió a la economía mexicana a través de la disminución de las exportaciones manufactureras y recepción de remesas. De la misma manera, hubo una disminución del flujo de IED, y una contracción de la demanda de hidrocarburos y materias primas. Esta situación se manifestó en un efecto generalizado de la reducción de la demanda agregada en México y, en consecuencia, un aumento de los niveles de desempleo (Cuevas-Ahumada, 2013).

Desde la perspectiva de la oferta agregada, durante este período las empresas tuvieron menos posibilidades de apalancarse a través de créditos debido a los incrementos generalizados de las tasas de interés en Estados Unidos y en México. Debido a esta situación disminuyeron los procesos de inversión en México y, a su vez, se redujeron los niveles de empleo y de producción (Cárcamo Solís y Arroyo López, 2009).

Tabla 2. México: promedio quinquenal de la tasa de crecimiento del desempleo por entidad, 2005 a 2022
(En porcentajes)

Entidades	2005 a 2009	2010 a 2015	2016 a 2020	2021 a 2022
Aguascalientes	2.86	-1.72	1.93	-6.86
Baja California	8.26	-1.91	-0.97	-7.46
Baja California Sur	5.22	-0.14	1.59	-10.41
Campeche	2.40	-0.16	0.68	-0.97
Coahuila de Zaragoza	2.67	-1.78	2.39	-3.25
Colima	2.46	0.68	-0.83	-4.15
Chiapas	1.92	1.10	-0.72	-1.17
Chihuahua	5.55	-3.45	0.76	-6.96
Ciudad de México	0.85	-0.65	0.92	-0.29
Durango	3.24	-1.64	1.26	-5.70
Guanajuato	1.71	-0.55	1.29	-7.12
Guerrero	2.95	0.34	1.00	-10.24
Hidalgo	3.28	-1.59	-2.08	1.55
Jalisco	2.05	-0.14	-0.21	-9.60
México	1.72	-0.16	0.52	-2.01
Michoacán de Ocampo	3.22	-0.33	-1.47	-5.62
Morelos	1.95	-0.38	-0.96	-5.47
Nayarit	2.90	1.34	-0.18	-6.52
Nuevo León	1.95	-1.83	1.03	0.55
Oaxaca	0.99	1.41	-1.76	-1.65
Puebla	0.81	-0.23	4.07	-13.00
Querétaro	4.33	-1.77	3.31	-13.02
Quintana Roo	4.95	-0.87	4.91	-19.64
San Luis Potosí	1.08	-0.87	1.28	-1.55
Sinaloa	3.01	-0.71	-3.00	2.93
Sonora	3.46	-0.51	0.37	-10.42
Tabasco	3.39	1.34	0.08	-8.46
Tamaulipas	1.61	-1.20	-1.45	3.26
Tlaxcala	3.13	-0.12	0.83	-4.16
Veracruz de Ignacio de la Llave	0.56	1.13	-0.94	-5.20
Yucatán	1.86	-0.60	0.93	-3.12
Zacatecas	3.15	-0.42	0.79	-9.46

Fuente: Elaboración propia.

Durante el período de la crisis financiera global de 2008, y posteriormente, las fricciones en el mercado de trabajo mexicano disminuyeron la eficiencia para conseguir empleos, debido principalmente a la destrucción empresarial (Arroyo Miranda et al., 2014). Adicionalmente, según Ochoa León (2016), alrededor del 35% de las personas hicieron un movimiento en su condición laboral, en el que pasaron de ocupados a desempleados o inactivos (López Arévalo y Peláez Herreros, 2015; Ochoa León, 2016). Además, ocupaciones con mayor poder de negociación, es decir, individuos más calificados en industrias intensivas en la producción de bienes tecnificados, tuvieron una menor inestabilidad laboral en el contexto de la crisis financiera.

Al nivel estatal, entre 2005 a 2009, Baja California (8.29%), Chihuahua (5.55%) y Baja California Sur (5.22%) fueron los que más incrementaron los niveles de desempleo (Tabla 2). De acuerdo con López Arévalo y Peláez Herreros (2015), los estados del norte tuvieron el mayor impacto negativo en la generación de empleo del sector manufacturero entre 2008 y 2009, debido a su vocación y a la cercanía con los estados del sur de Estados Unidos. Igualmente, la crisis provocó que disminuyera el número de personas derechohabientes del seguro social, con mayor énfasis en los estados del norte de México (López Arévalo y Peláez Herreros, 2015). Esta situación redujo el poder de negociación de los individuos, lo cual implicó un incremento de la masa de desempleados durante el período en estos estados.

Esta situación de los estados del norte de México está influenciada, principalmente, por la sincronía económica con Estados Unidos. En cambio, en las regiones del centro y sur no provoca una reducción de su producción y, por consiguiente, la disminución de los niveles de empleo comparado con los estados del norte (Delajara, 2012). Por otro lado, para el segundo quinquenio hubo una recuperación económica, ya que se redujo la tasa de crecimiento promedio del desempleo, siendo notablemente las más bajas en los estados de Nuevo León (-1.83%), Baja California (-1.91%) y Chihuahua (-3.45%) (Tabla 2).

El tercer período va desde 2016 hasta 2020, y comprende los efectos de la crisis de Covid-19. Según Esquivel (2020) la pandemia de Covid-19 ha tenido múltiples efectos económicos y sociales en México, desde la contracción en los niveles de consumo y el PIB, hasta cambios en la composición de la fuerza de trabajo. Enfocándose en la fuerza de trabajo, la caída del empleo formal ha sido significativamente alta, más que todo en estados netamente proveedores de servicios turísticos como en el caso de Quintana Roo, que perdió alrededor del 24% de sus

empleos formales durante los primeros meses de la pandemia. Al nivel sectorial, los sectores económicos que fueron principalmente afectados en la dinámica del mercado laboral, y principalmente en la generación y formalización de empleo durante pandemia, fueron los de agricultura, construcción y servicios para personas, empresas y hogar.

Asimismo, Esquivel (2020) afirma que hubo un crecimiento de la tasa de desempleo, pasando de 3.5% en mayo de 2019 a 4.2% en mayo de 2020, en el que zonas especializadas en los anteriores sectores incrementaron sus niveles de tasa de desempleo, como por ejemplo Quintana Roo, que está enfocado mucho a los servicios turísticos y registró un incremento en los niveles de desempleo durante el período (Esquivel, 2020). Finalmente, la recuperación económica se evidenció en el lapso de 2021 a 2022, en el que Quintana Roo (-19.64%), Querétaro (-13.02%) y Puebla (-13%) disminuyeron en mayor medida la tasa de crecimiento del desempleo (Tabla 2).

Tabla 3. México: promedio quinquenal de la tasa de crecimiento de los ingresos reales por entidades, 2005 a 2022
(En porcentajes)

Estados	2005 a 2009	2010 a 2015	2016 a 2020	2021 a 2022
Aguascalientes	-0.37	0.29	0.89	-0.42
Baja California	-0.93	-0.43	0.20	3.44
Baja California Sur	0.58	0.84	0.06	3.76
Campeche	0.83	0.21	-0.55	2.41
Coahuila de Zaragoza	-0.24	0.69	0.57	1.45
Colima	0.33	0.30	-0.16	1.08
Chiapas	1.03	0.09	0.73	1.28
Chihuahua	-0.35	1.08	-0.38	1.13
Ciudad de México	-1.20	-1.35	-0.46	2.80
Durango	-0.01	0.44	1.06	0.34
Guanajuato	-0.62	0.42	0.26	0.13
Guerrero	0.05	-0.38	0.59	-1.24
Hidalgo	0.34	0.43	-0.48	0.17
Jalisco	0.02	0.66	0.56	-0.12
México	-0.04	-0.37	-1.12	4.36
Michoacán de Ocampo	0.56	-0.11	0.62	2.47
Morelos	-0.54	-0.88	0.03	-0.49
Nayarit	0.97	0.20	1.19	-0.38
Nuevo León	-0.47	-0.67	2.77	-0.12
Oaxaca	-0.42	0.07	0.60	-1.42
Puebla	-0.38	0.06	0.04	1.25
Querétaro	-0.23	-0.36	0.78	0.89
Quintana Roo	0.13	0.01	0.17	2.74
San Luis Potosí	-1.05	0.24	0.37	1.66
Sinaloa	0.36	-0.04	-0.12	0.35
Sonora	-0.52	0.38	-0.08	0.47
Tabasco	0.94	-0.35	-0.93	2.47
Tamaulipas	-0.63	-0.93	1.16	0.34
Tlaxcala	-0.58	0.79	0.06	1.34
Veracruz de Ignacio de la Llave	-0.42	-0.65	0.18	0.58
Yucatán	0.25	0.12	1.17	0.62
Zacatecas	0.29	0.20	1.41	-2.08

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de los ingresos reales de las familias por entidades durante el período que comprende de 2005 a 2009 (-1.2%), la que más redujo sus ingresos fue la Ciudad de México, debido a que es uno de los principales centros productivos del país (Tabla 3). Por otro lado, Chiapas (1.03%), Nayarit (0.97%) y Tabasco (0.94%), que se ubican en la región sur del país, tienden a presentar un mayor crecimiento de los ingresos. Esto podría deberse a una menor dependencia de la economía estadounidense (Juárez et al., 2015; López Arévalo y Peláez Herreros, 2015; Ochoa León, 2016).

Los efectos negativos que tuvo la crisis económica de 2008 en México se han transmitido sobre los ingresos de las familias de múltiples formas, como: 1) la crisis financiera global redujo el volumen de comercio y las fuentes de financiamiento por parte de las empresas, lo que provocó una reducción generalizada de los niveles de consumo por parte de las familias (Ocampo, 2009); 2) desde una visión kaldoriana, la contracción del sector manufacturero disminuyó la competitividad estatal y los ingresos corrientes que reciben los individuos (Díaz Carreño et al., 2015), y 3) se generó un rezago en la creación de oportunidades y en el incremento de los salarios reales de la población. Esto también redujo la capacidad de consumo (Camberos Castro y Bracamontes Nevárez, 2015). El conjunto de estas características fueron determinantes en la contracción del consumo y ahorro por parte de los individuos, aspecto visible en el primer quinquenio de la Tabla 3.

Adicionalmente, durante la etapa de recuperación económica en un período de poscrisis, que comprende desde 2010 a 2015, los estados de México que tuvieron una mayor tasa de crecimiento promedio son Chihuahua (1.08%), Baja California Sur (0.84%), y Tlaxcala (0.79%). Si observamos el quinquenio que comprende la pandemia de Covid-19, de 2016 a 2020, los años de contracción de los ingresos de las familias resultan ser pocos. Esto se debe principalmente a los años previos a 2020, y al corto período de confinamiento en México, comparado con otros países como Colombia, Brasil y Argentina (Lustig y Martínez Pabón, 2021; Vilar-Compte et al., 2022). También, el leve crecimiento en los ingresos de la mayoría de los estados se debe al crecimiento de la informalidad laboral (Lustig y Martínez Pabón, 2021). Para finalizar, de 2021 a 2022 Baja California (3.44%), Baja California Sur (3.76%), y Estado de México (4.36%) presentan las mayores tasas de crecimiento de los ingresos (Tabla 3).

Estudiando el comportamiento de la tasa de crecimiento del capital humano, en los cuatro quinquenios examinados se visualiza un crecimiento progresivo del capital humano (Tabla 4). Entre 1960 y 2010, el promedio de escolaridad

creció de 3.5 años a 11.8 años de escolaridad; estos resultados implican un incremento en la cobertura y calidad de la educación en México (Garza-Rodríguez et al., 2020; Terrazas et al., 2011). Por ejemplo, en 2007, el 22.7% de la población posee educación técnica, universitaria y de posgrado. Esta dinámica se ha potenciado a lo largo de los años, incrementándose el desarrollo y formación del capital humano (Garza-Rodríguez et al., 2020). En este sentido, se identifica que entre las variables existe una dinámica similar a lo largo las localidades de distintos tamaños, en el que las menores presentan tasas de crecimiento amplias con respecto a las mayores.

Tabla 4. México: promedio quinquenal de la tasa de crecimiento del capital humano por entidad, 2005 a 2022
(En porcentajes)

Estados	2005 a 2009	2010 a 2015	2016 a 2020	2021 a 2022
Aguascalientes	1.44	0.77	1.24	1.07
Baja California	1.43	0.78	1.49	1.75
Baja California Sur	1.29	0.95	0.98	4.17
Campeche	1.91	0.92	1.21	-0.40
Coahuila de Zaragoza	0.32	0.57	0.65	2.49
Colima	1.04	0.93	0.89	0.58
Chiapas	1.35	0.73	1.71	0.42
Chihuahua	0.89	0.25	1.41	-0.68
Ciudad de México	0.52	0.28	0.73	0.87
Durango	0.10	0.98	1.46	1.47
Guanajuato	1.06	1.04	1.42	1.53
Guerrero	0.76	0.75	1.11	0.56
Hidalgo	1.23	1.56	0.31	4.87
Jalisco	0.83	1.24	0.71	0.88
México	0.90	0.84	1.23	0.69
Michoacán de Ocampo	0.86	0.60	1.10	5.18
Morelos	0.70	0.37	1.45	-0.48
Nayarit	1.06	1.07	1.87	-3.10
Nuevo León	1.03	0.41	1.34	0.05
Oaxaca	0.79	0.86	1.64	0.46
Puebla	0.70	1.10	1.52	-0.33
Querétaro	1.09	1.27	2.53	-1.57

Quintana Roo	1.71	1.21	1.65	1.55
San Luis Potosí	1.15	0.63	1.36	1.27
Sinaloa	0.71	1.12	1.38	-0.17
Sonora	0.42	1.26	0.98	-0.43
Tabasco	0.70	0.73	1.72	-1.55
Tamaulipas	0.97	0.54	0.87	0.59
Tlaxcala	1.80	1.05	1.22	-0.69
Veracruz de Ignacio de la Llave	0.15	0.81	0.90	1.99
Yucatán	1.11	0.71	1.75	-0.37
Zacatecas	1.23	0.48	1.33	0.49

Fuente: Elaboración propia.

Si relacionamos los tres indicadores, desempleo, ingresos y capital humano, podemos observar que los tres estados que tienen la mayor tasa de crecimiento del desempleo (Baja California, Chihuahua y Baja California Sur) en el período 2005 a 2009, no son los que tienen la mayor tasa de crecimiento promedio de los ingresos reales (Chiapas, Nayarit, y Tabasco), ni tampoco los que tienen la mayor tasa de crecimiento promedio del capital humano (Campeche, Tlaxcala, y Quintana Roo). Posteriormente, en el período de 2010 a 2015, Oaxaca, Tabasco y Nayarit son los que tienen el mayor desempleo, y ocupan posiciones de media tabla en la lista de estados con mayor crecimiento de ingresos (Oaxaca es 18 de 32, Tabasco es 23 y Nayarit es 14), y capital humano (Oaxaca es 15, Tabasco 22 y Nayarit 8). Para el siguiente período, de 2015 a 2020, Quintana Roo, Puebla y Querétaro son los que tienen el mayor desempleo, pero Querétaro ocupa las primeras posiciones en cuanto a ingresos (8) y capital humano (1). Finalmente, para el bienio 2021-2022, Tamaulipas, Sinaloa e Hidalgo son los que tienen el mayor desempleo, y una menor tasa de crecimiento de los ingresos reales (20, 21 y 23, respectivamente); en el caso de Hidalgo es el que tiene la segunda tasa de crecimiento más alta del capital humano.

5. PRINCIPALES RESULTADOS

Esta sección presenta las estimaciones de la Ley de Okun, que es la relación entre el ingreso real de las familias, el capital humano y la tasa de crecimiento de desempleo al nivel estatal y por tamaño de localidad. Se construye una especificación para la totalidad de las entidades, examinando una relación dinámica entre

las variables presentes y la tasa de crecimiento del desempleo, así como sus relaciones causales de corto plazo y sus impulso-respuesta (Huang y Yeh, 2013).

En el Tabla 5 se presentan los principales resultados del análisis de corto plazo generado con la metodología de PVAR. En este caso, con base en el criterio de BIC se escogen los rezagos óptimos que maximizan las relaciones del conjunto de variables independientes sobre la dependiente. La elección de rezagos óptimos depende, principalmente, de observar procesos de multicolinealidad; por ello, la elección del anterior criterio de información como mecanismo para generar coeficientes eficientes. En particular, en este documento se experimentó con cinco muestras diferentes, resultando una para el total de las entidades y cuatro submuestras aplicadas para los cuatro tamaños de localidades en México.

En los coeficientes relacionados con la tasa de crecimiento del desempleo y para las 32 entidades federativas, hay relaciones causales negativas en los primeros tres rezagos temporales. En otras palabras, incrementos en el crecimiento del desempleo en los primeros tres períodos generan una reducción en el crecimiento de la masa de desempleados en el período corriente, mientras que el rezago temporal de un año tiene un impacto positivo en la masa de desempleados. Estos resultados nos indican que existe un carácter cíclico en la tasa de crecimiento de desempleo, en el que hay incrementos cada cuatro trimestres (Tabla 5).

Se verifica que existe una relación negativa entre la tasa de crecimiento del desempleo con respecto a la tasa de crecimiento de los ingresos reales, por lo que se confirma la Ley de Okun (Elshamy, 2013; Okun, 1962). Incrementos en la tasa de crecimiento de los ingresos reales en un primer rezago temporal genera una contracción de -0.232 pp en la variable dependiente. Para la variable capital humano, su signo positivo advierte de la ausencia de la capacidad de la economía mexicana para absorber la fuerza de trabajo más calificada y reducir la tasa de crecimiento del desempleo, aspecto que es común para el caso de las economías emergentes, así como las latinoamericanas (Gordon, 2010; Lee et al., 2020).

En México se evidencia que en las localidades hay patrones similares a lo largo de las variables, siendo considerablemente parecido para las mayores a 100 mil habitantes. En el análisis de la ley, en el tamaño de localidad 1, se acentúa el valor de coeficiente de Okun, registrando una relación negativa entre el crecimiento del desempleo y de los ingresos, y se desplazan los efectos a lo largo de sus rezagos temporales. Si tomamos en cuenta los tamaños de localidad, la variable referente a la tasa de crecimiento del desempleo se comporta de la misma manera en los signos de los efectos y su significancia estadística (Tabla 5).

En cuanto a los tamaños de localidad 2, 3 y 4, se carece de comprobación de la Ley de Okun: existen coeficientes positivos presentes, aunque no significativos estadísticamente. Esto es similar para los rezagos temporales de la variable de capital humano. Posteriormente, se contrastaron las estimaciones a través de las pruebas de estabilidad de los eigenvalores, donde los valores dentro del intervalo de confianza implicarían que el modelo de PVAR es eficiente (Figuras 1, 2, 3, 4, y 5).

Tabla 5. México: PVAR para la Ley de Okun en México al nivel estatal y por tamaño de localidades, 2005 a 2022

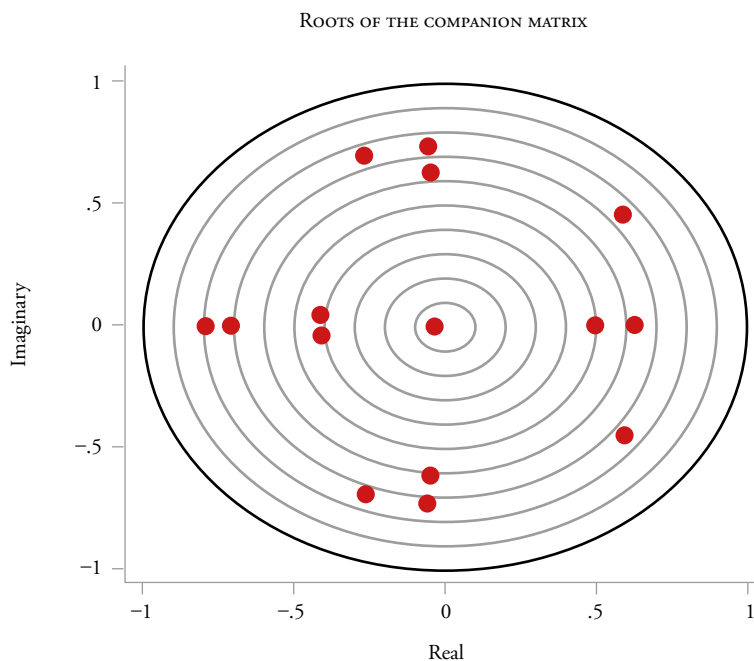
ΔU_t	32 entidades	32 entidades y 1 localidad	32 entidades y 2 localidades	32 entidades y 3 localidades	32 entidades y 4 localidades
ΔU_{t-1}	-0.447*** (0.03)	-0.494*** (0.03)	-0.627*** (0.04)	-0.721*** (0.03)	-0.673*** (0.04)
ΔU_{t-2}	-0.190*** (0.03)	-0.225*** (0.03)	-0.383*** (0.04)	-0.532*** (0.03)	-0.454*** (0.04)
ΔU_{t-3}	-0.098*** (0.03)	-0.150*** (0.04)	-0.167*** (0.04)	-0.316*** (0.04)	-0.243*** (0.04)
ΔU_{t-4}	0.199*** (0.03)	0.089*** (0.03)	-0.040 (0.03)	-0.117*** (0.03)	-0.063 (0.04)
ΔU_{t-5}	0.011 (0.03)	0.008 (0.03)			-0.030 (0.03)
ΔY_{t-1}	-0.232*** (0.09)	-0.356*** (0.09)	0.039 (0.13)	0.003 (0.12)	0.113 (0.14)
ΔY_{t-2}	-0.146 (0.10)	-0.431*** (0.09)	0.145 (0.14)	-0.209 (0.13)	0.075 (0.14)
ΔY_{t-3}	0.083 (0.10)	-0.211** (0.09)	0.184 (0.16)	0.072 (0.13)	0.200 (0.14)
ΔY_{t-4}	-0.073 (0.09)	-0.257*** (0.09)	0.136 (0.16)	-0.097 (0.12)	-0.062 (0.13)
ΔY_{t-5}	-0.002 (0.09)	-0.110 (0.08)			-0.097 (0.12)
ΔH_{t-1}	0.655*** (0.16)	0.672*** (0.18)	-0.057 (0.12)	0.223** (0.10)	0.081 (0.06)
ΔH_{t-2}	0.363** (0.17)	0.432** (0.18)	-0.093 (0.12)	0.119 (0.10)	0.084 (0.06)
ΔH_{t-3}	0.331** (0.16)	0.629*** (0.18)	-0.097 (0.14)	0.098 (0.10)	-0.003 (0.07)
ΔH_{t-4}	0.538*** (0.15)	0.363** (0.18)	0.030 (0.12)	0.004 (0.10)	0.121* (0.06)
ΔH_{t-5}	0.105 (0.16)	0.278 (0.18)			-0.047 (0.07)
Observaciones	1728	1550	1578	1578	1600

Fuente: Elaboración propia. Significancia: * p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01.

Nota: Se expresan con los coeficientes la dirección de los efectos. Además, entre paréntesis están las desviaciones estándar.

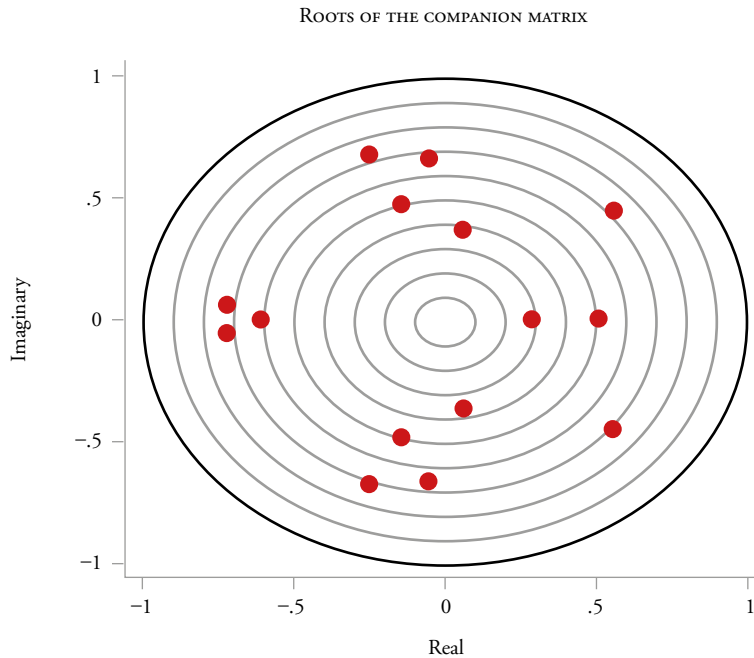
En este caso, los parámetros de los rezagos de las variables endógenas y exógenas del modelo de PVAR resultan ser estadísticamente significativos, ya que los eigenvalores se encuentran dentro de los intervalos de confianza; es decir, que las variables seleccionadas y sus rezagos son estacionarios. Estos resultados implican que las funciones I-R son eficientes (Figura 1). En el caso de las estimaciones para las 32 entidades, y con los cuatro tamaños de localidad, resultan ser eficientes, con todos los eigenvalores dentro del intervalo de confianza (Figuras 2, 3, 4 y 5).

Figura 1. México: eigenvalores estimados del modelo PVAR para la Ley de Okun al nivel estatal, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

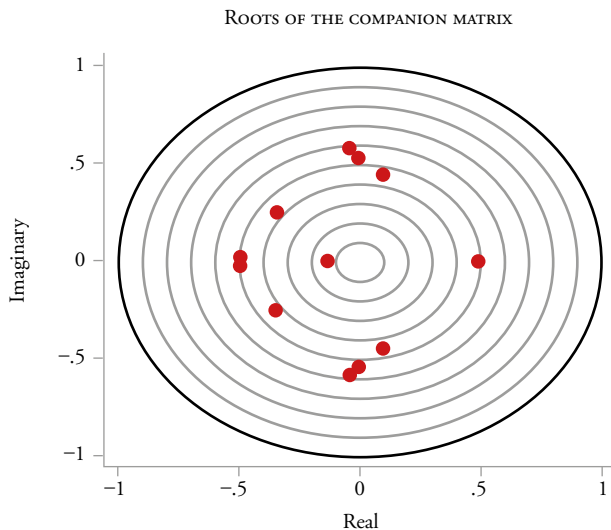
Figura 2. México: eigenvalores estimados del modelo PVAR para la Ley de Okun al nivel estatal y en localidades mayores a 100 mil habitantes, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

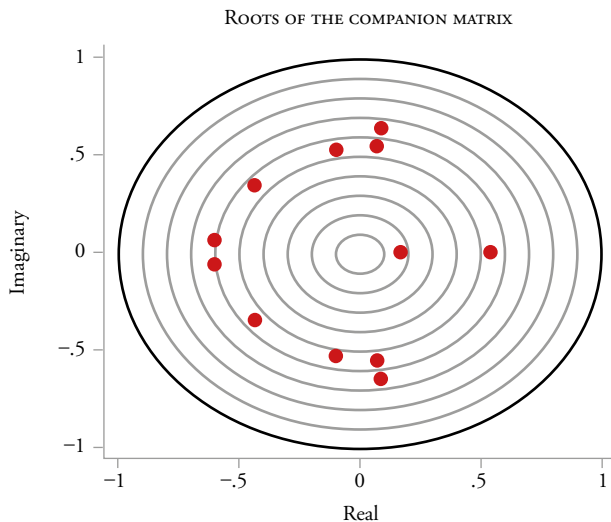
Una vez verificada la condición de estabilidad del PVAR, como mecanismo para verificar la eficiencia de las estimaciones, se examinan las funciones de I-R, que miden el comportamiento reactivo de las variables ante innovaciones estructurales. Adicionalmente, como las variables se relacionan en algún grado, estas innovaciones impactan en diferentes proporciones a estas mismas innovaciones. Finalmente, como es un sistema que considera los rezagos temporales en el proceso de estimación, también puede haber movimientos de las variables en un tiempo futuro que se van suavizando para llegar a su punto de equilibrio de mediano plazo (Lütkepohl, 2005).

Figura 3. México: eigenvalores estimados del modelo PVAR para la Ley de Okun al nivel estatal y en localidades entre 15 mil a 99 999 habitantes, 2005 a 2022



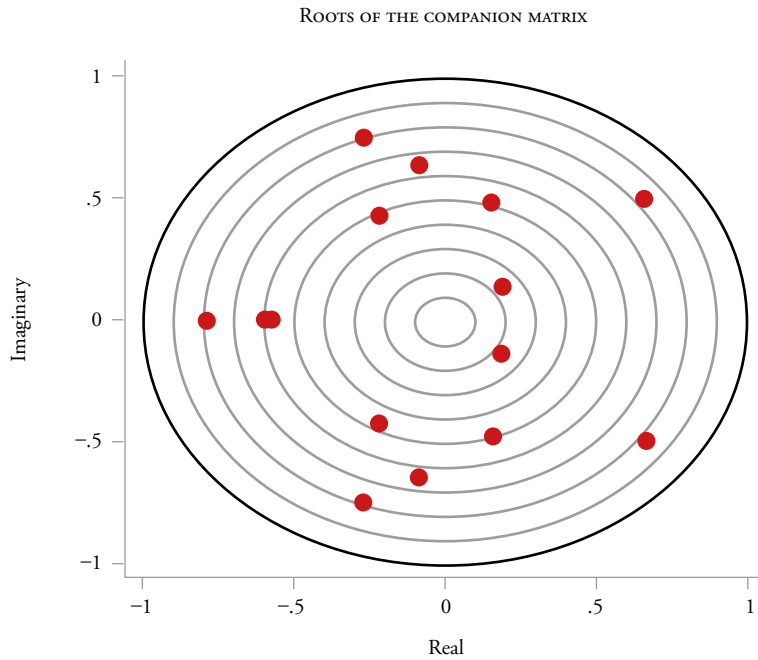
Fuente: Elaboración propia.

Figura 4. México: eigenvalores estimados del modelo PVAR para la Ley de Okun al nivel estatal y en localidades entre 2500 a 14 999 habitantes, 2005 a 2022



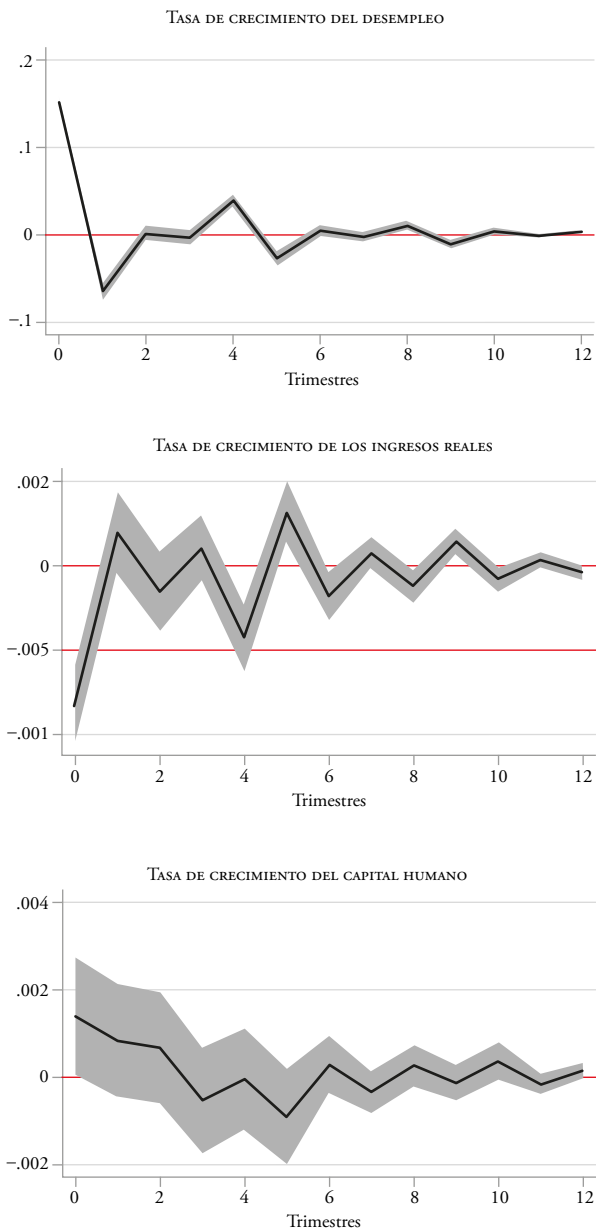
Fuente: Elaboración propia.

Figura 5. México: eigenvalores estimados del modelo PVAR para la Ley de Okun al nivel estatal y en localidades menores a 2500 habitantes, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

Figura 6. México: Respuesta del crecimiento de la tasa de desempleo a choques de variables dependientes e independientes (función de I-R) al nivel estatal, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

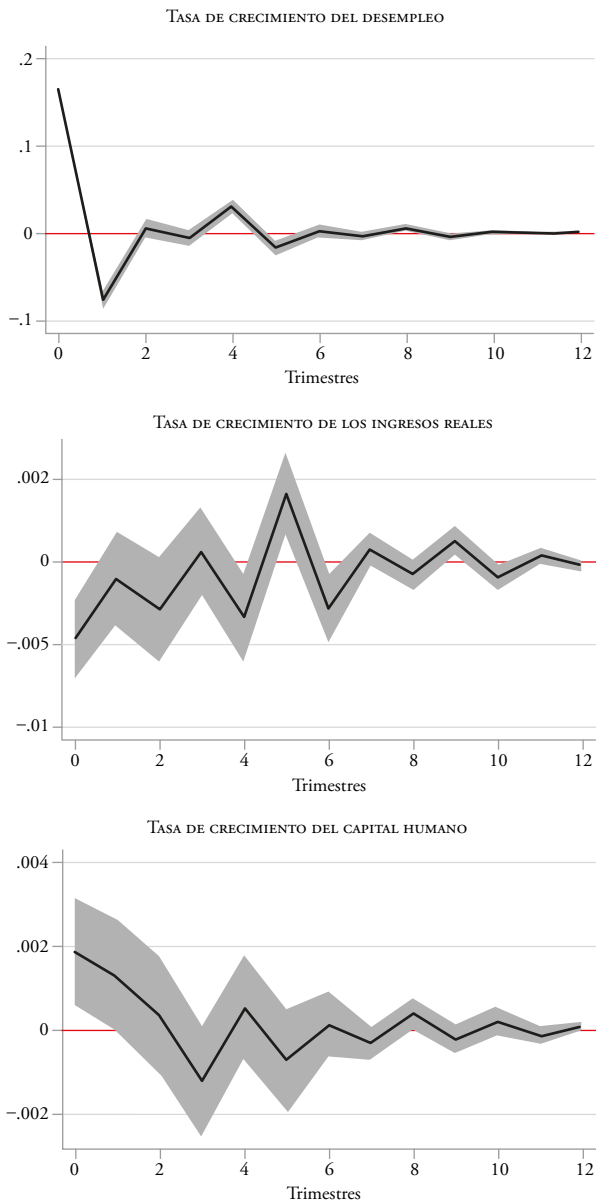
En el análisis de la función I-R para las 32 entidades, se evidencia la existencia de múltiples cambios de la tasa de crecimiento del desempleo ante una innovación inesperada del 1% de la tasa de crecimiento del desempleo, los ingresos reales y el capital humano. Así, una innovación de la tasa de crecimiento del desempleo en un período t , implica una reducción de la tasa de crecimiento del desempleo en un tiempo $t+1$, normalizándose el comportamiento entre el segundo y tercer trimestre, para, finalmente, suavizarse el comportamiento del desempleo en los períodos siguientes (Figura 6). Estos resultados demuestran el carácter cíclico de la tasa de crecimiento del desempleo en las entidades de México.

En el caso de la tasa de crecimiento de los ingresos reales sobre la tasa de crecimiento del desempleo se observa un comportamiento sobrerreactivo a lo largo de los trimestres. La primera reacción es negativa. Este resultado muestra el carácter negativo de la relación entre ingreso real y el desempleo para los estados (Figura 6). En el caso del capital humano, las innovaciones tienen un impacto positivo sobre la tasa de crecimiento del desempleo.

En el comportamiento de la función I-R para las localidades mayores de 100 mil habitantes (Figura 7), su comportamiento es parecido al resto de las entidades. En este caso, la tasa de crecimiento del desempleo parte de una condición inicial positiva, pero decae en el primer período y en los posteriores se va suavizando (Figura 7).

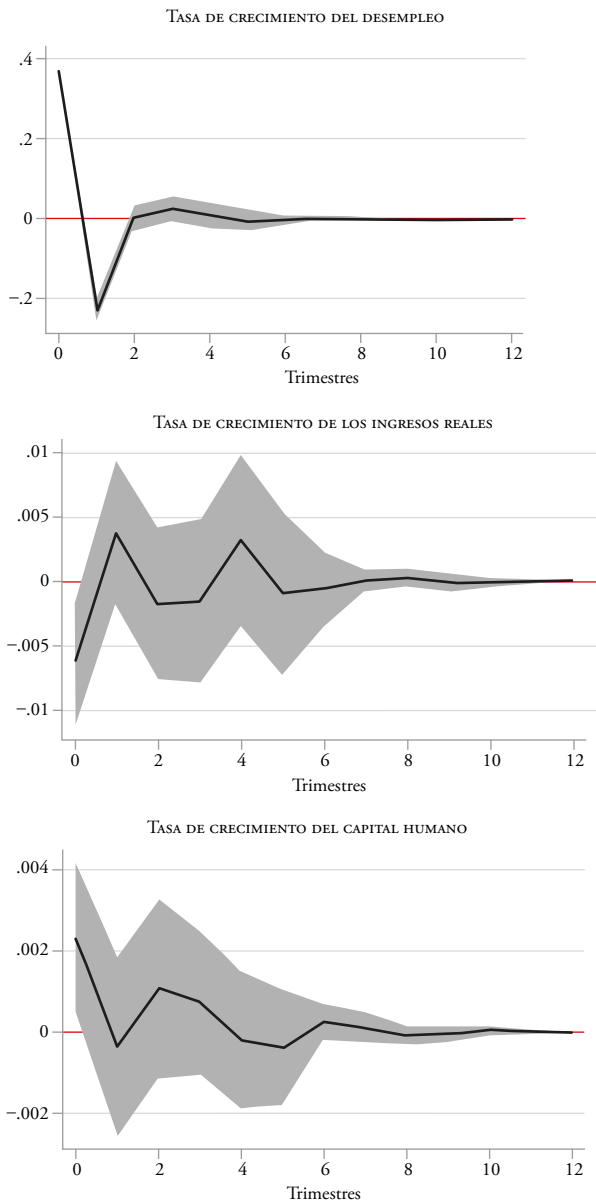
Además, en el impacto de la tasa de crecimiento de los ingresos reales sobre la tasa de crecimiento del desempleo se observa una relación negativa en el período corriente, ante incrementos de 1% de la tasa de crecimiento de los ingresos. Esto muestra el carácter negativo de la mencionada relación para el caso mexicano (Okun, 1962). Adicionalmente, estos incrementos requieren más tiempo para ser asimilados debido a las complejidades del mercado laboral en México. En el caso del capital humano y su representación sobre la variable relacionada hacia el desempleo, los movimientos comienzan desde un impacto positivo que se va suavizando al pasar los trimestres (Figura 7).

Figura 7. México: Respuesta del crecimiento de la tasa de desempleo a choques de variables dependientes e independientes (función de I-R) al nivel estatal y para el tamaño de localidad de 100 mil habitantes, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

Figura 8. México: Respuesta del crecimiento de la tasa de desempleo a choques de variables dependientes e independientes (función de I-R) al nivel estatal y para el tamaño de localidad de 15 mil a 99 999 habitantes, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

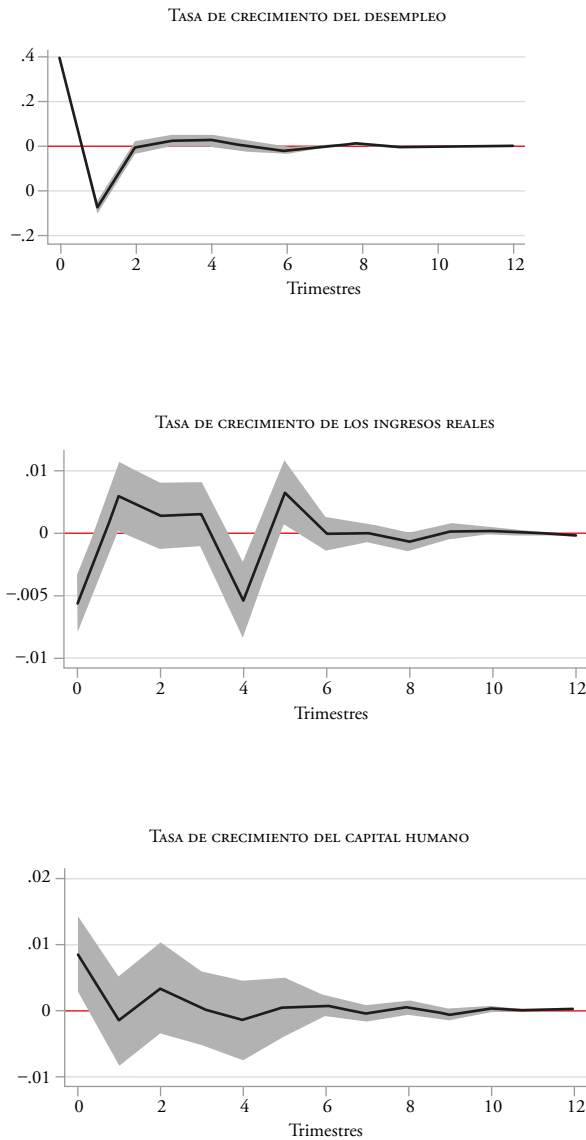
Para el caso de los estados y segmentado para el tamaño de localidad que está entre 15 mil a 99 999 habitantes se muestra que existe el mismo comportamiento previo de las variables. No obstante, a medida que va disminuyendo el tamaño de las localidades también se reduce el tiempo de absorción de los choques por parte de la tasa de crecimiento del desempleo (Figura 8). Para los tamaños de localidades entre 2500 a 99 999, y aquellas menores de 2500 habitantes, la conducta de la variable de la tasa de crecimiento de los ingresos reales propende a tener múltiples movimientos oscilatorios, suavizándose a partir del sexto trimestre (Figuras 9 y 10).

En resumen, en el corto plazo se logra observar que, para todas las entidades y los tamaños de localidad, la relación de Okun existe. Los resultados muestran que los impactos iniciales son negativos y luego se tiende a normalizar a lo largo del tiempo para todas las estimaciones. En tanto, en los impactos derivados del capital humano se identifica su carácter positivo hacia el nivel actual de desempleo. Finalmente, los mismos movimiento de la tasa de desempleo tienen efectos causales positivos en los períodos futuros de la misma.

Una vez visto los efectos de corto plazo, es necesario determinar los de largo plazo. Para su análisis se decide acotar la serie de tiempo entre 2005 hasta a 2019, debido a que series posteriores a este último año presentan múltiples quiebres temporales. En este caso, se aplica para todas las entidades y los distintos tamaños de localidades, empleando el enfoque de Flórez et al. (2018) y Huang y Yeh (2013), que son retomados en las ecuaciones 3 y 4.

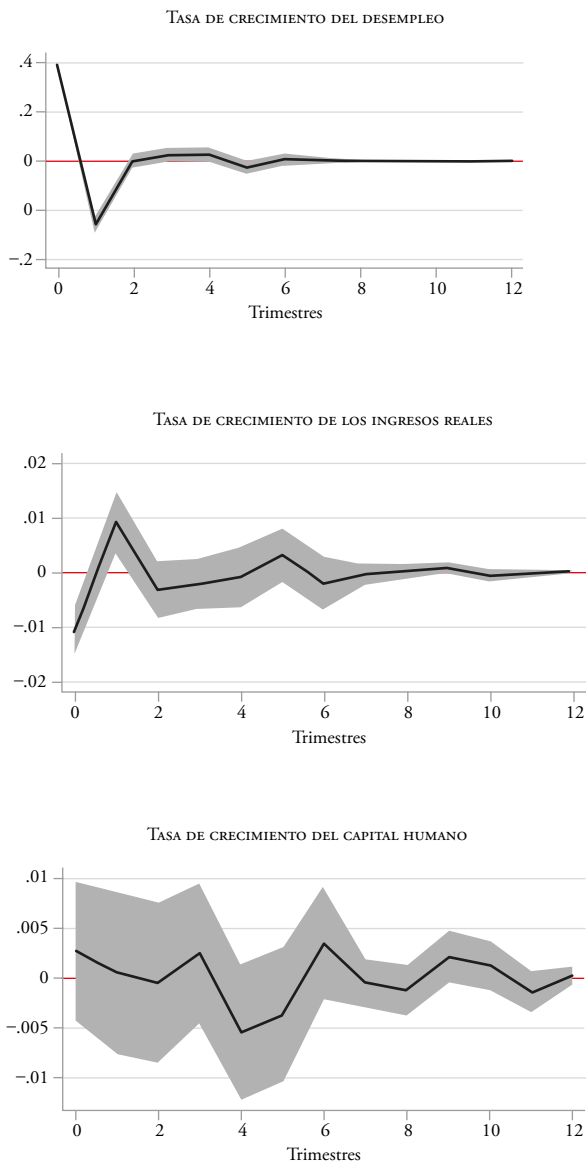
Los resultados muestran que existen relaciones de largo plazo entre las variables. Estos se derivan de que ambas series tienen movimientos similares. Finalmente, las relaciones causales tanto de corto como de largo plazo verifican la Ley de Okun (1962). Estos resultados muestran que en México, y para los distintos tamaños de localidad, hay una similitud a los resultados de Melguizo (2017).

Figura 9. México: Respuesta del crecimiento de la tasa de desempleo a choques de variables dependientes e independientes (función de I-R) al nivel estatal y para el tamaño de localidad de 2500 a 14 999 habitantes, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

Figura 10. México: Respuesta del crecimiento de la tasa de desempleo a choques de variables dependientes e independientes (función de I-R) al nivel estatal y para el tamaño de localidad menor a 2500 habitantes, 2005 a 2022



Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6. México: Prueba de cointegración en México al nivel estatal y por tamaño de localidad entre 2005 a 2019

Prueba	32	32	32	32	
	entidades	entidades y T. localidad 1	entidades y T. localidad 2	entidades y T. localidad 3	entidades y T. localidad 4
PP T - estadístico	-79.282 (0.000)	-79.572 (0.000)	-87.882 (0.000)	-94.642 (0.000)	-95.108 (0.000)
ADF T - estadístico	-73.392 (0.000)	-66.603 (0.000)	-72.180 (0.000)	-72.510 (0.000)	-75.677 (0.000)
Medias de Panel	Incluida	Incluida	Incluida	Incluida	Incluida
Tendencia temporal	Incluida	Incluida	Incluida	Incluida	Incluida
Parámetro AR	Panel	Panel	Panel	Panel	Panel

Fuente: Elaboración propia.

Nota: los coeficientes expresados son valores T- estadísticos y entre paréntesis resultan ser los p-valores. Además, la verificación de la hipótesis alternativa significa que la serie está cointegrada.

6. CONCLUSIONES

Este artículo analiza la relación entre el desempleo y el ingreso, conocida como la Ley de Okun, al nivel estatal y por tamaño de localidad. En los resultados se encontró que tanto en las 32 entidades federativas y las localidades mayores a 100 mil habitantes se confirma la existencia de la Ley de Okun en el corto plazo. Esto se debe a la complejidad económica que tienen los territorios, donde es más visible el fenómeno del desempleo. Sin embargo, para tamaños de localidad inferiores a 100 mil habitantes, no se verifica esta relación.

Analizando los rezagos temporales del desempleo, se observa que tienen un efecto negativo en los primeros tres rezagos, pero para el cuarto es positivo. Esto nos indica que los niveles de desempleo tienen un carácter cíclico. En el caso del capital humano, este tiene una incidencia positiva y significativa respecto al crecimiento de la tasa de desempleo. Esto nos indicaría que existe una falta de capacidad de absorción de trabajadores más calificados por parte de las empresas (Peralta, 2016; Valenzuela Sánchez et al., 2018).

Nuestras estimaciones de las funciones de I-R nos muestran que las transiciones entre las localidades tienen choques más suavizados sobre la variable desempleo.

Para el caso de los choques del desempleo sobre la misma variable, su movimiento es positivo, pero suavizado en el tiempo. La variable de ingreso tiene un desempeño negativo y significativo, mientras que en el caso de la acumulación del capital humano tiene un efecto positivo y significativo. Finalmente, se verifica la existencia de relaciones de largo plazo con un coeficiente negativo.

Se puede concluir que el grado de actividad económica y la acumulación del capital humano en las 32 entidades federativas y para las localidades mayores a 100 mil habitantes tienen un papel relevante en la sensibilidad de los movimientos del desempleo. Por otro lado, a excepción de las 32 entidades y para sus localidades mayores a 100 mil habitantes, las demás localidades carecen de esa sensibilidad que tienen los ingresos reales sobre el desempleo. Por consiguiente, futuras investigaciones podrían averiguar si existen otros factores relacionados con el mercado laboral y demográfico desde una perspectiva espacial en estos otros tamaños de localidad. Estos resultados nos confirman que es necesario formular políticas públicas que disminuyan los efectos de los ciclos económicos negativos y, también, potencien una mayor ocupación de la mano de obra calificada. También es necesario tener en cuenta que, en las localidades pequeñas, los efectos de estas políticas podrán ser menores.

BIBLIOGRAFÍA

- Acaroğlu, H. (2018). Is a there a trade-off between output and unemployment? An evidence from Okun's Law for G-20 countries. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13(2), 147-162. <https://doi.org/10.17153/oguiibf.405529>
- Adanu, K. (2005). A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37(5), 561-570. <https://doi.org/10.1080/0003684042000201848>
- Alarcón-Osuna, M. y Soto-Zazueta, I. (2017). Heterogeneidad estructural en la estimación de la Ley de Okun para el caso mexicano. *Reality, Data and Space International Journal of Statistics and Geography*, 8(3), 73-92.
- Alcaraz, C., Salcedo, A. y Chiquiar, D. (2015). *Informality and segmentation in the Mexican labor market* (No. 25; Banco de México Working Papers).
- Alvarez, J. y Ruane, C. (2019). Informality and Aggregate Productivity. *IMF Working Papers*, 2019(257). <https://doi.org/10.5089/9781513519920.001>

- Amador-Torres, J. S. (2018). New Keynesian NAIRU and the Okun Law: An application for Colombia. In *Borradores de Economía; No. 1034* (No. 1034; Borradores de Economía, Issue 1034). <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/6973>
- Arroyo Miranda, J., Gómez Cram, R. y Lever Guzmán, C. (2014). *Can Matching Frictions Explain the Increase in Mexican Unemployment After 2008?* (No. 2014-08; Banco de México Working Papers).
- Benos, N. y Stavrakoudis, A. (2022). Okun's law: Copula-based evidence from G7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 84, 478-491. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.10.004>
- Bod'a, M. y Považanová, M. (2021). Output-unemployment asymmetry in Okun coefficients for OECD countries. *Economic Analysis and Policy*, 69, 307-323. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.12.004>
- Busso, M., Fazio, M. y Levy, S. (2012). *(In) Formal and (Un) Productive: The Productivity Costs of Excessive Informality in Mexico* (No. 341; IDB Working Paper Series).
- Camberos Castro, M. y Bracamontes Nevárez, J. (2015). Las crisis económicas y sus efectos en el mercado de trabajo, en la desigualdad y en la pobreza de México. *Contaduría y Administración*, 60, 219-249. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.003>
- Canova, F. y Ciccarelli, M. (2013). *Panel vector autoregressive models: A survey* (No. 1057; ECB Working Paper Series, Issue 1507).
- Cárcamo Solís, M. y Arroyo López, M. (2009). La crisis hipotecaria de Estados Unidos y sus repercusiones en México. *Economía y Sociedad*, XIV(24), 93-104.
- Cassoni, A. (1991, octubre-diciembre). El mercado laboral en México: Los años de crisis. *Investigación Económica*, 198, 275-304.
- CEPAL/OIT (Comisión Económica para América Latina/Organización Internacional del Trabajo). (2018). Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe. La inserción laboral de las personas mayores: necesidades y opciones. In *Cepal, Oit: Vol. Num 18* (No. 18; Coyuntura Laboral En América Latina y El Caribe, Issue Mayo). <https://www.cepal.org/es/publicaciones/43603-coyuntura-laboral-america-latina-caribe-la-insercion-laboral-personas-mayores>

- Chavarín, R. (2014). El costo del desempleo medido en producto: Una revisión empírica de la ley de Okun para México. *El Trimestre Económico*, 68(270(2)), 209-231. <https://doi.org/https://www.jstor.org/stable/20857058>
- Cota-Yañez, R. y Navarro-Alvarado, A. (2015). Análisis del mercado laboral y el empleo informal mexicano. *Papeles de Población*, 21(85).
- Cox-Edwards, A. y Rodríguez-Oreggia, E. (2009). Remittances and Labor Force Participation in Mexico: An Analysis Using Propensity Score Matching. *World Development*, 37(5), 1004-1014. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.09.010>
- Cuevas-Ahumada, V. (2013). La crisis hipotecaria subprime y sus efectos sobre México. *Análisis Económico*, 28(67), 123-151.
- Delajara, M. (2012). *Sincronización entre los Ciclos Económicos de México y Estados Unidos. Nuevos Resultados con Base en el Análisis de los Índices Coincidentes Regionales de México* (No. 2012-01; Banco de México Working Papers).
- Díaz Carreño, M. Á., Mejía Reyes, P., Erquizio Espinal, A. y Ramírez Rodríguez, R. (2015). Recesión en los estados de México: Magnitud y causas. *Contaduría y Administración*, 60, 147-168. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.005>
- Durech, R., Minea, A., Mustea, L. y Slusna, L. (2014). Regional evidence on okun's law in czech republic and slovakia. *Economic Modelling*, 42, 57-65. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.05.039>
- Duval-Hernández, R. y Orraca Romano, P. (2009). A Cohort Analysis of Labor Participation in Mexico, 1987-2009. In *IZA Discussion Papers* (No. 4371; IZA Discussion Papers, Issue 4371). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1472563>
- Economou, A. y Psarianos, I. N. (2016). Revisiting Okun's Law in European Union countries. *Journal of Economic Studies*, 43(2), 275-287. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2013-0063>
- Elhorst, J. P. y Emili, S. (2022). A spatial econometric multivariate model of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 93, 103756. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2021.103756>
- Elshamy, H. (2013). The Relationship Between Unemployment and Output in Egypt. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 81, 22-26. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.06.381>

- Esquivel, G. (2020). Los impactos económicos de la pandemia en México. *Economía UNAM*, 17(51), 28-44. <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/articulos-y-otras-publicaciones/%7B-D442A596-6F43-D1B5-6686-64A2CF2F371B%7D.pdf>
- Flórez, L. A., Pulido-Mahecha, K. L. y Ramos-Veloza, M. A. (2018). Okun's law in Colombia: a non-linear cointegration. In *Borradores de Economía; No. 1039* (No. 1039; Borradores de Economía, Issue 1039). <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/7010>
- Fontanari, C., Palumbo, A. y Salvatori, C. (2020). Potential Output in Theory and Practice: A Revision and Update of Okun's Original Method. *Structural Change and Economic Dynamics*, 54, 247-266. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.04.008>
- Garza-Rodriguez, J., Almeida-Velasco, N., Gonzalez-Morales, S. y Leal-Ornelas, A. P. (2020). The Impact of Human Capital on Economic Growth: the Case of Mexico. *Journal of the Knowledge Economy*, 11(2), 660-675. <https://doi.org/10.1007/s13132-018-0564-7>
- Gordon, R. J. (1984). Unemployment and Potential Output in the 1980s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984(2), 537-568.
- Gordon, R. J. (2010). Okun's Law and Productivity Innovations Author. *American Economic Review*, 100(2), 11-15. <https://www.jstor.org/stable/27804954>
- Guisinger, A. Y., Hernandez-Murillo, R., Owyang, M. T. y Sinclair, T. M. (2018). A state-level analysis of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 68(October 2017), 239-248. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.11.005>
- Guisinger, A. Y. y Sinclair, T. M. (2015). Okun's law in real time. *International Journal of Forecasting*, 31(1), 185-187. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2014.03.002>
- Hansen, B. E. (2016). *Econometrics* (D. of Economics (ed.)). University of Wisconsin.
- 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>
- Huang, H. C. y Yeh, C. C. (2013). Okun's law in panels of countries and states. *Applied Economics*, 45(2), 191-199. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.597725>

- Hutengs, O. y Stadtmann, G. (2013). Age effects in Okun's law within the Eurozone. *Applied Economics Letters*, 20(9), 821-825. <https://doi.org/10.1080/13504851.2012.750416>
- ILO (International Labour Organization). (2014). *Informal employment in Mexico: current situation, policies and challenges*. http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_245889.pdf
- Islas Camargo, A. y Cortez, W. W. (2018). ¿Puede el sector informal afectar a la relación entre desempleo y producción? Un análisis del caso de México. *Revista de la CEPAL*, 2018(126), 151-169. <https://doi.org/10.18356/187829c9-es>
- Jiménez Restrepo, D. M., Ortiz Quevedo, C. H. y Uribe, J. I. (2019). Una reformulación de la ley de Okun para Colombia. *Revista de Economía Del Caribe*, 24, 26-48. <https://doi.org/10.14482/ecoca.24.338.9861>
- Jiménez Restrepo, D. M., Ortiz Quevedo, C. H. y Uribe, J. I. (2022). Una reformulación de la ley de Okun para Colombia. *Revista de Economía Del Caribe*, 24, 26-48. <https://doi.org/10.14482/ecoca.24.338.9861>
- Juárez, G. de la L., Daza, A. S. y González, J. Z. (2015). La crisis financiera internacional de 2008 y algunos de sus efectos económicos sobre México. *Contaduría y Administración*, 60, 128-146. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.09.011>
- Krugman, P. (1997). *El Internacionalismo Moderno. La economía internacional y las mentiras de la competitividad*, Barcelona, España. Editorial Crítica.
- Lee, S., Schmidt-Klau, D., Weiss, J. y Chacaltana, J. (2020). Does economic growth deliver jobs? Revisiting Okun's Law. In *International Labour Organisation* (No. 17; ILO Working Paper).
- López Arévalo, J. y Peláez Herreros, Ó. (2015). El desigual impacto de la crisis económica de 2008-2009 en los mercados de trabajo de las regiones de México: La frontera norte frente a la región sur. *Contaduría y Administración*, 60(S2), 195-218. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.004>
- López, J. (1999). *Evolución reciente del empleo en México* (No. 29; Serie Reformas Económicas).
- Loría, E., Libreros, C. y Salas, E. (2012). La ley de Okun en México: Una mirada de género, 2000.2-2011.1. *Investigación Económica*, 71(280), 121-140. <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2012.280.37336>

- Loría, E., Rojas, S. y Martínez, E. (2021). Ley de Okun en México: Un análisis de la heterogeneidad estatal, 2004-2018. *Revista de la CEPAL*, 134, 141-160. <https://doi.org/10.18356/16820908-2021-134-7>
- Lustig, N. y Martínez Pabón, V. (2021). El impacto del Covid-19 en la desigualdad y la pobreza en México. *Estudios Económicos de El Colegio de México*, 36, 7-25. <https://doi.org/10.24201/ee.v36i1.416>
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* (H. Lütkepohl (ed.); Vol. 148). Springer.
- Mascarenhas Paulo, E., Silva Tabosa, F., Saeed Khan, A. y Andrade Rocha, L. (2021, agosto). Rural employment trends in Brazil: an analysis using dynamic panel models. *CEPAL Review*, (134), 153-172. <https://doi.org/10.18356/16840348-2021-134-8>
- Maza, A. (2022). Regional Differences in Okun's Law and Explanatory Factors: Some Insights From Europe. *International Regional Science Review*, 45(5), 555-580. <https://doi.org/10.1177/01600176221082309>
- Melguizo, C. (2017). An analysis of Okun's law for the Spanish provinces. *Review of Regional Research*, 37(1), 59-90. <https://doi.org/10.1007/s10037-016-0110-7>
- Merlo, G. y Porras - Arena, S. (2019). *Crecimiento del PIB y desempleo: validez de la ley de Okun para Uruguay*: Vol. Diciembre (No. 24; Serie Documentos de Trabajo). <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/handle/20.500.12008/23107>
- Ocampo, J. A. (2009). Impactos de la crisis financiera mundial sobre América Latina. *Revista de la CEPAL*, 2009(97), 9-32. <https://doi.org/10.18356/341cc175-es>
- Ochoa León, S. M. (2016, julio-agosto). Trayectorias laborales durante la crisis económica 2008-2009 en México. *Economía Informa*, 399, 34-58. <https://doi.org/10.1016/j.ecin.2016.08.004>
- Okun, A. (1962). Potential GNP: its measurement and significance. *American Statistical Association*, 98-104.
- Ordaz Díaz, J. L. (2007). México: capital humano e ingresos: retornos a la educación, 1994-2005. En *Serías estudios y perspectivas* (Issue 20).
- Ortiz Rodríguez, J. y Pillai, V. K. (2019). Advancing support for gender equality among women in Mexico: Significance of labor force participation. *International Social Work*, 62(1), 172-184. <https://doi.org/10.1177/0020872817717323>

- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(Suppl.), 653-670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625. <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Peralta, E. M. V. (2016). Externalidades del capital humano en México. *Trimestre Económico*, 83(332), 747-788. <https://doi.org/10.20430/ete.v83i332.238>
- Perman, R. y Tavera, C. (2005). A cross-country analysis of the Okun's Law coefficient convergence in Europe. *Applied Economics*, 37(21), 2501-2513. <https://doi.org/10.1080/00036840500366395>
- Persyn, D. y Westerlund, J. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data. *The Stata Journal*, 8(2), 232-241.
- Pizzo, A. (2019). Literature Review of Empirical Studies on Okun's Law in Latin America and the Caribbean. In *International Labour Organisation* (No. 252; Employment Working Paper, Issue 252). https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/---ifp_skills/documents/publication/wcms_734508.pdf
- Rodríguez-Pérez, R. E. y Castro-Lugo, D. (2014). Discriminación salarial de la mujer en el mercado laboral de México y sus regiones. *Economía, Sociedad y Territorio*, 2014. <https://doi.org/10.22136/est002014392>
- Rodríguez, G. (2009). Estimating Output Gap, Core Inflation, and the NAIRU for Peru. En *Serie de Documentos de Trabajo* (No. 2009-011; Serie de Documentos de Trabajo, Issues 2009-011). <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2009/Working-Paper-11-2009.pdf>
- Rodríguez Pérez, R. y Aguilar Arredondo, M. (2021). El efecto de la crisis económica en el mercado laboral femenino de México, 1987 - 2016. *Revista de la CEPAL*, 133(Abril), 191-210.
- Rodríguez Sangrador, M. (2017). La vigencia de la ley de okun en las distintas regiones de España para el período 1995-2015. Universidad de Cantabria.
- Rojas Manzo, S.M. (2019). Estimación de la ley de okun para la economía mexicana desde un enfoque panel, 2005-2016, *El Semestre de las Especializaciones*, 1(1): 69-93.

- Román-Sánchez, Y. G., Montoya-Arce, B. J., Gaxiola-Robles-Linares, S. C. y Lozano-Keymolen, D. (2019). Los adultos mayores y su retiro del mercado laboral en México. *Sociedad y Economía*. <https://doi.org/10.25100/sye.v0i37.7823>
- Sánchez López, F. (2019). Unemployment and Growth in the Tourism Sector in Mexico: Revisiting the Growth-Rate Version of Okun's Law. *Economies*, 7(3), 83. <https://doi.org/10.3390/economies7030083>
- Sögner, L. (2001). Okun's Law Does the Austrian unemployment-GDP relationship exhibit structural breaks? *Empirical Economics*, 26, 553-564.
- Terrazas, A., Papademetriou, D. G. y Rosenblum, M. R. (2011). Evolving demographic and human-capital trends in Mexico and Central America and their implications for regional migration. <http://www.migrationpolicy.org/sites/default/files/publications/RMSG-human-capital.pdf>
- Tombolo, G.A. y Hasegawa, M.M. (2014). Okun's law: evidence for the brazilian economy, *The Economic Research Guardian*, 4(1), 2-12.
- Valadkhani, A. y Smyth, R. (2015). Switching and asymmetric behaviour of the Okun coefficient in the us: Evidence for the 1948-2015 period. *Economic Modelling*, 50, 281-290. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.07.001>
- Valenzuela Sánchez, N. A., Alonso Bajo, R. y Moreno Treviño, J. O. (2018). Desajuste educativo en el mercado laboral en México y su efecto en los salarios. *Revista de Economía, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Yucatán*, 35(91), 65-92. <https://doi.org/10.33937/reveco.2018.96>
- Vilar-Compte, M., Hernández-F, M., Gaitán-Rossi, P., Pérez, V. y Teruel, G. (2022). Associations of the Covid-19 pandemic with social well-being indicators in Mexico. *International Journal for Equity in Health*, 21(1), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s12939-022-01658-9>