

Variaciones regionales de la ley de Okun en México, 2005-2020

ÓSCAR PELÁEZ HERREROS*
JORGE ALBERTO HERNÁNDEZ HEREDIA**

RESUMEN

La ley de Okun relaciona el crecimiento económico y la tasa de desocupación. Los objetivos de este artículo son: verificar la existencia de diferencias regionales en esa relación, encontrar patrones geográficos en esas diferencias y explicar sus causas. Para ello, se recurre a técnicas de regresión y análisis de conglomerados, utilizando datos trimestrales desde 2005 a 2020 por entidad federativa. Los resultados indican que la sensibilidad de la tasa de desocupación es relativamente baja. El coeficiente de Okun alcanza un valor de -0.15 para México y valores que abarcan desde 0.02 en Zacatecas, a -0.23 , en Baja California. Once entidades presentan coeficientes estadísticamente nulos. Las diferencias entre estados se explican por algunas características socioeconómicas y de sus mercados laborales.

Palabras clave: tasa de desocupación, crecimiento económico, informalidad laboral, pobreza.

Clasificación JEL: C22, C23, E24, J64.

ABSTRACT

Regional variations of Okun's law in Mexico, 2005-2020

Okun's law relates economic growth and unemployment rate. The objectives of this paper are to verify the existence of regional differences in this relationship, to find geographical patterns in these differences and to explain their causes. For it, we use regression techniques and cluster analysis with quarterly data from 2005 to 2020 by state. The results

* Investigador titular del Departamento de Estudios Económicos de El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana, México. Correo electrónico: opelaez@colef.mx. ORCID: 0000-0002-5179-431X.

** Egresado de la Maestría en Economía Aplicada de El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana, México. Correo electrónico: jhernandez.me2020@colef.mx. ORCID: 0009-0001-2421-5407.

show that the unemployment rate sensitivity is relatively low. The Okun coefficient takes a value of -0.15 for Mexico and values ranging from 0.02 in Zacatecas, to -0.23 , in Baja California. Eleven states have coefficients that are statistically zero. Socioeconomic and labor market characteristics explain the differences between states.

Keywords: unemployment rate, economic growth, labor informality, poverty.

JEL Classification: C22, C23, E24, J64.

INTRODUCCIÓN

El desempleo es un problema social grave que refleja que una parte de la población no puede obtener ingresos mediante el despliegue de sus fuerzas productivas. Además, muestra que el sistema es ineficiente al ser incapaz de aprovechar la contribución potencial de estas personas que desean desempeñarse en alguna actividad. En México, alrededor de 4% de la población activa se encuentra desempleada (desocupada) (Inegi, 2022a). Desde el año 2005 que se elabora la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), esta cifra ha oscilado entre 6.15%, en el tercer trimestre de 2009, y 3.12%, a inicios de 2018. Son cifras bajas en comparación con las de otros países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), pero relevantes teniendo en cuenta que representan a “personas de 15 y más años de edad que en la semana de referencia buscaron trabajo porque no estaban vinculadas a una actividad económica o trabajo” (Inegi, 2022b). Frente a éstas, se considera ocupadas a las “personas de 15 y más años de edad que en la semana de referencia realizaron alguna actividad económica durante al menos una hora” (Inegi, 2022b).

Las tasas de desempleo se relacionan con la participación del factor trabajo en los procesos productivos y, por tanto, con los ciclos de la actividad económica. Arthur Okun fue pionero en la cuantificación de estas relaciones. Con datos de Estados Unidos para el periodo 1947-1960 obtuvo que, “en promedio, cada punto porcentual adicional en la tasa de desempleo por encima del cuatro por ciento se asocia con una disminución de alrededor de tres por ciento en el [Producto Nacional Bruto] PNB real” (Okun, 1962, p. 2).¹ En poco tiempo esa razón básica

¹ La paginación del texto de Okun (1962) corresponde a la versión publicada por la Cowles

de 1 a 3 fue elevada a rango de ley y empezaron a surgir investigaciones para respaldarla, matizarla o cuestionarla (Perry, 1971; Gilbert, 1973; Friedman y Wachter, 1974). En la actualidad, la ley de Okun sigue siendo un tema relevante como demuestran las publicaciones de Aguiar-Conraria *et al.* (2020), Furceri *et al.* (2020), Karlsson y Österholm (2020), Huang *et al.* (2020), An *et al.* (2021), Krüger y Neugart (2021), Loría *et al.* (2021), Loría y Salas (2022), Elhorst y Emili (2022), Maza (2022) y Kiss *et al.* (2022), entre otras.

Hasta donde se conoce, las primeras estimaciones de la relación de Okun para México fueron realizadas por González (1999), quien incluyó al país azteca en su estudio para economías latinoamericanas obteniendo coeficientes menores a los de Estados Unidos. Posteriormente, se sumaron varios análisis específicos, empezando por el de Chavarín (2001), con distintas modificaciones metodológicas y en las variables utilizadas. Estas investigaciones aportaron información relevante sobre la asimetría de recesiones y expansiones, las diferencias por sexo o la flexibilidad laboral, pero casi siempre a nivel nacional, sin examinar la posible existencia de diferencias al interior de México. El inconveniente de ello es que homogeneizan la economía compensando y ocultando las posibles diferencias interregionales, precisamente cuando México se caracteriza por la heterogeneidad y las brechas entre estados (Cepal, 2016).

Apenas tres estudios han abordado el análisis de la ley de Okun en México desde una perspectiva subnacional: Alarcón y Soto (2017), Rojas (2019) y Loría *et al.* (2021). Los tres advierten diferencias importantes entre estados, pero apenas esbozan algunas causas de esas diferencias o sugieren una estructura regional de las mismas. Alarcón y Soto (2017) muestran por primera vez la existencia de heterogeneidad y proponen una regionalización del fenómeno, pero sin una metodología que la respalde. Rojas (2019) estima un modelo de panel de efectos aleatorios con el que obtiene un coeficiente para el conjunto de entidades. Mientras que Loría *et al.* (2021) analizan las causas y encuentran que sólo el índice de estado de derecho y la tasa de condiciones críticas de ocupación explican las diferencias de coeficientes entre las 22 entidades que cumplen la ley de Okun, pero no en el total.

El objetivo de esta investigación es verificar la existencia de diferencias regionales en el coeficiente de Okun y, por tanto, en la sensibilidad del desempleo al crecimiento económico, definir grupos de estados homogéneos en este sentido, y explicar los motivos de esas similitudes y diferencias. La hipótesis de trabajo es que la sensibilidad de la tasa de desocupación ante las dinámicas del crecimiento económico varía significativamente por estados y que esas diferencias no se distribuyen aleatoriamente por el territorio, sino que presentan patrones regionales que se corresponden con algunas características socioeconómicas y de los mercados laborales.

Como se verá, el análisis de la ley de Okun a nivel estatal es relevante, ya que hay entidades federativas en las que el crecimiento de la producción se relaciona con la reducción de la tasa de desempleo y otras en las que no. Esa diferencia afecta a la formulación de políticas económicas, que no deberían ser homogéneas para todo el país, dado que sólo en algunos estados puede promoverse el crecimiento económico y el empleo de manera conjunta. La contribución de esta investigación consiste en identificar claramente esa estructura regional y las causas de las diferencias que en algunos casos desarticulan el binomio empleo-producción.

El texto que sigue se divide en otros cuatro apartados. A continuación, se inicia revisando el planteamiento de Okun y las investigaciones realizadas sobre el tema para la economía mexicana. En el apartado 2, se presentan las fuentes de datos y las técnicas de análisis: estimación de coeficientes, contrastes de hipótesis, análisis de conglomerados y explicación causal de las diferencias interestatales. En el tercer apartado se interpretan y discuten los resultados. El último apartado contiene las conclusiones.

1. LA LEY DE OKUN EN MÉXICO

Okun (1962) estaba interesado en conocer cuánto puede producir una economía en condiciones de pleno empleo. Para ello, analizó la relación entre el crecimiento del Producto Nacional Bruto (PNB) y la tasa de desempleo.² Utilizó tres ecuaciones distintas que estimó con datos

² Un detalle que explican Guisinger *et al.* (2018) es que Okun (1962) utilizó el PNB en vez del Producto Interno Bruto (PIB). No obstante, en estudios posteriores, especialmente a partir de

trimestrales de Estados Unidos para el periodo 1947-1960. Obtuvo los siguientes resultados para sus dos primeras ecuaciones:

$$\Delta u = 0.30 - 0.30 \dot{Y} \quad (1)$$

$$u_t = 3.72 + 0.36 \frac{Y_t - \bar{Y}_t}{\bar{Y}_t} \quad (2)$$

donde u_t es la tasa de desempleo en el momento t , Y_t es el PNB real correspondiente, Δu representa la variación interanual de la tasa de desempleo ($\Delta u = u_t - u_{t-1}$), \dot{Y} es la tasa de variación del PNB real ($\dot{Y} = \Delta Y / Y_{t-1}$), \bar{Y}_t es el PNB potencial de pleno empleo. Para la tercera ecuación, que explica el logaritmo de la tasa de empleo en función del logaritmo del PNB real y de una tendencia temporal, Okun (1962) no ofrece un resultado concreto, sino que indica que el coeficiente estimado para la “elasticidad producto de la tasa de empleo” oscila entre 0.35 y 0.40 dependiendo del periodo temporal elegido.

Estas cifras, unidas a los coeficientes de las ecuaciones 1 y 2, llevaron a Okun (1962) a concluir que había uniformidad en las estimaciones y que las variaciones de la producción y el desempleo se relacionan a razón de 3 a 1. Okun advierte las limitaciones de esta proporción. Explica que las tasas de desempleo que utiliza para estimar los modelos abarcan de alrededor de 3% a 7.5%, de manera que sus resultados no deben extrapolarse fuera de ese rango. Además, razona que el crecimiento de la producción y del número de trabajadores no puede darse en esa proporción, que otros elementos también cambian al mismo tiempo, pero que no los explicita en sus ecuaciones para simplificar el asunto y obtener una regla básica. De manera más precisa, asume “que, cualquiera que sea la influencia de la atonía de la actividad económica en el promedio de horas, la participación en la fuerza laboral y la productividad de la hora-hombre, la magnitud de todos estos efectos está relacionada con la tasa de desempleo” (Okun, 1962, p 2).

La proporción de Okun varía en la medida en que estos otros factores reaccionan de manera distinta. Por ello, no cabe esperar que sea igual en todas las economías ni todo el tiempo (Okun, 1974). No

Palley (1993), la práctica habitual ha sido elegir el PIB ya que representa de manera más precisa el nivel de producción en el territorio nacional.

obstante, las investigaciones realizadas al respecto encuentran que es una norma bastante regular (Ball *et al.*, 2017).

La primera estimación de la relación de las variaciones del producto real y la tasa de desempleo para México la calcula González (1999 y 2002), quien obtiene un valor absoluto de 0.12 para la pendiente de un modelo semejante a la primera ecuación de Okun, lo que se ha dado en llamar “coeficiente de Okun”. Esta cifra es baja en comparación con las de los otros países de su estudio, en el que México sólo supera a Bolivia (0.01) y Paraguay (0.06) de un total de 12 países iberoamericanos (González, 2002).

También en esos años, Chavarín (2001) efectúa un análisis aplicado exclusivamente al caso de México. Utiliza datos trimestrales del periodo 1987-2000 para estimar varias especificaciones con “elementos teóricos diversos y técnicas econométricas más actualizadas” (p. 210), como un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos y otro de rezagos distribuidos con expectativas en precios y salarios. Además, invierte la dirección de la causalidad con respecto a la Ecuación 1 de Okun porque busca conocer el costo del desempleo medido en producto. Esto es algo que también hace Okun (1962), pero de manera imprecisa como advierten Barreto y Howland (1993) y el mismo Okun en unos comentarios a Perry (1971). Los coeficientes de la relación inversa llevan a Chavarín (2001, p. 229) a concluir que “el valor calculado de la ley de Okun para México es de alrededor de 2.4, que es el costo porcentual que un punto de desempleo causa en el producto.”

Otro estudio que centra su atención en México es el de Liquitaya y Lizarazu (2004). Estos autores aplican un análisis de cointegración con datos trimestrales del periodo 1980-2002 encontrando que el sentido de la causalidad es más fuerte desde el producto hacia la tasa de desempleo y que la relación de Okun no es simétrica en las expansiones y recesiones de la economía: la tasa de desempleo varía más en los periodos recesivos por cada 1% de cambio en el producto real. Para la Ecuación 1 de Okun obtienen un coeficiente de 0.2011.

Rodríguez y Peredo (2007) utilizan datos trimestrales de 1987 a 2003 y obtienen unos coeficientes de -2.47 , -3.73 y 2.65 para tres modelos que proponen. El primero, el más parecido a la Ecuación 1 de Okun, indica que “la tasa de crecimiento del desempleo abierto disminuye en promedio en -2.47 ” (p. 67) por cada 1% de aumento de la tasa de variación del PIB real. En sentido estricto, no calculan un coeficiente de Okun,

sino la elasticidad de la tasa de desempleo con respecto a la producción. Ibragimov e Ibragimov (2017) distinguen estos casos, explicando que las estimaciones e interpretaciones de los coeficientes cambian según se elija la variación absoluta, Δu , o la tasa de variación, \dot{u} , de la tasa de desempleo como variable de análisis. Okun (1962) calculó la relación entre el crecimiento económico y el desempleo en términos de la primera. Otros autores, como Rodríguez y Peredo (2007), Loría *et al.* (2015), Alarcón y Soto (2017) o Loría *et al.* (2021), han optado por la segunda.

Loría y Ramos (2007) estiman los tres modelos de Okun con datos anuales de 1970 a 2004 para México. Los propios autores calculan la tasa de desempleo, que difiere de las cifras oficiales. Con ello obtienen unos coeficientes de 0.403 a 0.481 según el modelo especificado. Estas cifras les permiten afirmar que “la ley de Okun se cumple para la economía mexicana, con magnitudes propias de una economía que sufre alto desempleo estructural, que es intensiva en trabajo y que registra en general baja productividad” (p. 28). Además, prueban la existencia de causalidad bidireccional en las variables.

Posteriormente, Loría y Ramírez (2008) incluyen la ley de Okun en un marco más amplio, vinculándola con la curva de Phillips. Estiman un modelo de vectores auto-regresivos estructurales (SVAR) con datos trimestrales de la economía mexicana para el periodo 1985-2008 y encuentran una “relación negativa contemporánea del desempleo al crecimiento económico, lo que confirma la presencia de la Ley de Okun en la economía mexicana” (p. 91).

Además, Loría *et al.* (2012) estiman el modelo de primeras diferencias de Okun distinguiendo por sexos y encuentran que el crecimiento económico afecta de manera desigual al desempleo de hombres y mujeres. Loría *et al.* (2015) analizan los efectos de la flexibilidad laboral sobre la tasa de desempleo, obteniendo que, “ante el crecimiento de un 1% en el PIB, la tasa de desempleo decrece en 0.102%” (p. 642). Más recientemente, Loría y Salas (2022) encuentran que, en México de 2005 a 2021, la ley de Okun sólo se verifica durante las fases recesivas.

Otros autores que han realizado aportaciones al tema son Islas y Cortez (2011 y 2013), quienes desagregan el análisis de la relación entre producto y desempleo en componentes transitorios (de corto plazo) y permanentes (de largo plazo) y advierten que “una disminución de un punto porcentual del empleo transitorio corresponde a un aumento de 1,6 punto porcentual del PIB real transitorio” (Islas y Cortez, 2013, p.

179). En un estudio posterior, Islas y Cortez (2018) analizan la asimetría del coeficiente de Okun ante las fases expansivas y recesivas de la economía concluyendo que el desempleo cíclico es más sensible a los cambios descendentes en la producción. García-Ramos (2019) también encuentra que la reacción de la tasa de desempleo ante las variaciones de la producción difiere según la fase del ciclo económico: cuando el PIB está por debajo del potencial, el impacto de su crecimiento en la tasa de desempleo es -0.43 puntos porcentuales, mientras que si el PIB está por encima del potencial, el impacto de su crecimiento en la tasa de desempleo es prácticamente nulo.

El primer análisis de la ley de Okun que muestra la heterogeneidad de las entidades federativas de México es el de Alarcón y Soto (2017). Estos autores, con datos anuales de 2003 a 2014, estiman la variante de elasticidades de la Ecuación 1 de Okun por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para cada una de las 32 entidades federativas del país y modelos de datos agrupados, efectos fijos y aleatorios para el conjunto. Alarcón y Soto (2017) no calculan coeficientes de Okun propiamente dichos, sino elasticidades de la tasa de desempleo con respecto a la producción. No obstante, el signo de ambas medidas coincide. En cuatro estados (Chiapas, Oaxaca, Tlaxcala y Zacatecas) no encuentran la relación negativa característica del desempleo con el crecimiento del PIB. Seguidamente, agrupan las entidades con similitudes en las tasas de desempleo y variaciones del PIB y que comparten ubicación geográfica, pero no indican el procedimiento utilizado para realizar las agrupaciones. Como señalan Loría *et al.* (2021), tampoco profundizan en los determinantes de estas diferencias interregionales. Para los modelos de datos de panel, prefieren la especificación de efectos fijos, “por lo que se prueba la existencia de una heterogeneidad estructural y que ésta responde a características particulares de cada entidad federativa” (Alarcón y Soto, 2017, p. 87). La estimación de este modelo les lleva a concluir que “un aumento de 1% en el PIB genera una disminución de 2.99% en la tasa de desempleo de las entidades” (p. 87).

El segundo análisis de datos de panel para la ley de Okun en México es el de Rojas (2019), que también utiliza información anual, pero para el periodo 2005-2016 y estimando la Ecuación 2 de Okun, en vez de la 1. Rojas (2019) contrasta que el mejor procedimiento de estimación es por efectos aleatorios, obtiene un coeficiente de 0.1319 para la pendiente del modelo y concluye que el mercado laboral mexicano es

poco sensible al crecimiento de la producción: “por cada punto porcentual de crecimiento del producto observado sobre el producto potencial la variación en el desempleo se reduciría en 0.13%” (p. 89).

La investigación más reciente por entidades federativas es la de Loria *et al.* (2021). A diferencia de las dos anteriores, ésta utiliza datos con periodicidad trimestral de 2004 a 2018. Ello permite a los autores disponer de un mayor número de observaciones con las que estiman la variante de elasticidades de la Ecuación 1 de Okun para cada entidad federativa, para México y como modelos de datos de panel. De esta forma, encuentran 22 entidades federativas que cumplen la ley de Okun (coeficientes significativos y con signo negativo) y 10 que no. Los coeficientes de las entidades que sí cumplen la ley oscilan entre -7.21 (Baja California) y -1.25 (Tlaxcala). Para el conjunto de datos prefieren la estimación de efectos fijos, que arroja un coeficiente de -1.34 . El modelo para la serie nacional presenta un coeficiente de -3.62 , que ilustra la diferencia entre considerar o no la heterogeneidad por estados. Además, analizan la capacidad explicativa de algunas variables, encontrando que únicamente el índice de estado de derecho y la tasa de condiciones críticas de ocupación son significativas para explicar las diferencias en los coeficientes y sólo entre las 22 entidades que sí cumplen la ley, no en todas. Otras variables, como la tasa de homicidios, las exportaciones o la tasa de ocupación en el sector informal, sólo aportan diferencias en el plano descriptivo, pero no en la relación causal.

2. TÉCNICAS DE ANÁLISIS Y FUENTES DE DATOS

Según la evidencia existente, las distintas regiones de México presentan niveles de PIB y de desempleo desiguales. Asimismo, las variaciones de estas magnitudes difieren por estados y no siempre guardan la relación inversa que cabría esperar.

Para examinar en detalle estos aspectos, se propone partir de la Ecuación 1 de Okun, que en forma general puede expresarse como

$$\Delta u = \alpha + \beta \dot{Y} + \varepsilon \quad (3)$$

donde Δu es la variación anual de la tasa de desempleo, \dot{Y} es la tasa de variación anual de la producción real, α es la constante del modelo, β es el parámetro de la pendiente (el coeficiente de Okun) y ε es el error. Se

trata de la misma especificación utilizada por Alarcón y Soto (2017) y Loría *et al.* (2021) para sus análisis de entidades federativas, pero con la tasa de desempleo expresada como variación absoluta, Δu , y no como tasa de variación, \dot{u} . Con ello, el modelo corresponde exactamente al propuesto por Okun (1962). Además, presenta la causalidad en el sentido que Licitaya y Lizarazu (2004) y García-Ramos (2019) encuentran más fuerte, esto es, desde la variación del producto hacia la tasa de desempleo.

Esta Ecuación 3 puede estimarse con series de desempleo y producción para cada entidad federativa ($i=1, \dots, 32$) y para México en conjunto ($i=0$). Con ello se obtiene un par de coeficientes α_i y β_i por cada unidad territorial. Estas estimaciones permiten contrastar si el coeficiente de Okun de cada entidad federativa, β_i , es estadísticamente igual al del país, β_0 , y también si el coeficiente de una entidad en particular es igual o difiere del de otras entidades. Guisinger *et al.* (2018) siguen este procedimiento.

Para resolver los contrastes se utiliza la función

$$t_i = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_{H0}}{S_{\hat{\beta}_i}} \sim t_{n-2} \quad (4)$$

donde $\hat{\beta}_i$ es el valor estimado del coeficiente de Okun en la entidad i -ésima, $S_{\hat{\beta}_i}$ es la desviación estándar de esa estimación, β_{H0} es el coeficiente de Okun con el que se compara, ya sea el nacional o el de otra entidad federativa, y n es el número de observaciones. Cada valor calculado para la Ecuación 4 se contrasta con los valores críticos de la distribución t con $n-2$ grados de libertad.

Dadas las diferencias interregionales de México, cabe esperar que la estimación de la Ecuación 3 genere coeficientes distintos por entidades federativas, como ya obtuvieron Alarcón y Soto (2017) y Loría *et al.* (2021), sólo que aquí esas diferencias se contrastan formalmente y se añade la búsqueda de patrones geográficos y de sus causas.

Los modelos de datos de panel permiten tener en cuenta la heterogeneidad estructural, pero en términos de elementos no especificados en el modelo y que quedan recogidos en diversos interceptos, α_i . Tanto los modelos de datos agrupados, como de efectos fijos o aleatorios estiman un único parámetro β , esto es, un coeficiente de Okun común para el conjunto de territorios analizados. No obstante, contemplan la posible

existencia de esa heterogeneidad y amplían el número de observaciones para sus cálculos. Por estas características, no hay garantía de que la estimación del parámetro β obtenida con la Ecuación 3 para las series nacionales coincida con la de un modelo de panel para las 32 entidades federativas.

Con el fin de disponer de esta otra información, se estiman modelos de datos de panel con especificaciones de datos agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios, se contrasta cuál de las tres es la más apropiada mediante pruebas F , de Breusch-Pagan y de Hausman, y con la Ecuación 4 se verifica si el coeficiente de Okun así obtenido difiere o es estadísticamente igual al del modelo ajustado con las series nacionales y al de cada una de las 32 entidades federativas. Con los contrastes t de la Ecuación 4 se atiende al objetivo de verificar la existencia de diferencias regionales en la sensibilidad de la tasa desempleo ante el crecimiento económico y no sólo de heterogeneidad estructural genérica reflejada en una preferencia por las estimaciones de efectos fijos o aleatorios frente a la especificación de datos agrupados.

Como además se busca conocer si las entidades federativas con características similares en la relación producción-desempleo presentan algún patrón geográfico, se procede a realizar un análisis de conglomerados considerando como variables de partida las estimaciones para cada estado de los parámetros α y β , y el coeficiente de determinación, r^2 , de la Ecuación 3. El parámetro α indica la variación de la tasa de desempleo que tiene lugar en una situación de estancamiento económico, $\dot{Y}=0$. El parámetro β es el coeficiente de Okun y mide la variación de la tasa de desempleo que resulta de un incremento de un punto en la tasa de variación de la producción. El coeficiente r^2 de cada regresión refleja el porcentaje de variación de Δu explicado por \dot{Y} . El análisis de conglomerados permite conocer si hay entidades que comparten estas características y a la vez se distinguen de otras. Cabe esperar que los grupos detectados tengan una localización característica aún sin utilizar variables geográficas para su definición. Esto distingue el presente análisis del de Alarcón y Soto (2017, p. 85), que considera las “ubicaciones geográficas en común” como insumo para establecer los grupos de entidades y no como resultado del proceso de agrupamiento.

De manera más específica, el análisis de conglomerados que se propone para las 32 entidades federativas a partir de las tres variables α , β y r^2 se realiza en dos etapas. La primera consiste en la aplicación de un

procedimiento jerárquico utilizando el método de Ward con distancias euclídeas al cuadrado sobre las variables estandarizadas.³ Las variables se estandarizan para evitar que la diferencia de escalas incida en los resultados. Con ello se obtiene una secuencia de aglomeración. El criterio de Mojena (1977) sirve para conocer el punto en que debe interrumpirse esa secuencia y determinar el número de conglomerados que optimiza la diferenciación entre grupos y su homogeneidad interna. Este criterio invita a elegir como solución el número de conglomerados correspondiente al primer número natural j que satisface la desigualdad:

$$d_{j+1} > \bar{d} + kS_d \quad (5)$$

donde d_j son las distancias de aglomeración, y S_d son respectivamente la media y la desviación estándar muestral de las distancias de aglomeración, y k es una constante que toma el valor 1.25 siguiendo a Milligan y Cooper (1985).

La segunda etapa del procedimiento permite la reagrupación de las entidades federativas mediante la aplicación de un método no jerárquico. Los centroides de los conglomerados del método jerárquico se utilizan como semillas iniciales para la reubicación iterativa o aglomeración de k -medias. De este modo, la clasificación obtenida en el método jerárquico puede mejorar con el desplazamiento de entidades de un grupo a otro reduciendo la distancia utilizada para formar los conglomerados.

Las diferencias en la ecuación de Okun que dan lugar a estas agrupaciones reflejan que el crecimiento económico no influye de igual modo sobre el mercado de trabajo de todas las entidades y, más específicamente, sobre las tasas de empleo y desempleo. Por ello, resulta pertinente indagar acerca de algunos factores relacionados con estas diferencias.

Loría *et al.* (2021) sólo encuentran dos indicadores que explican la variedad de coeficientes de Okun de las entidades federativas: el índice de estado de derecho y la tasa de condiciones críticas de ocupación. Para México, éste es el único análisis al respecto. Pero a

³ Además del método de Ward, se probaron los agrupamientos: simple (o vecino más próximo), completo (o vecino más lejano), medio, de centroides y de medianas. Todos generaron resultados similares, aunque menos claros que los del método de Ward. También se probaron diferentes distancias: Manhattan, Minkowski y Chebyshev; que generaron las mismas agrupaciones excepto las dos últimas que clasificaron a Tabasco en otro grupo. Se prefirió la clasificación de las distancias euclídeas al cuadrado y de las Manhattan por coincidir exactamente con la significancia o no de los coeficientes de Okun de cada entidad federativa.

nivel internacional existe evidencia de que al menos la proporción de empleos en el sector primario (Furceri *et al.*, 2020), la proporción de empleo público (Binet y Facchini, 2013) y el porcentaje de habitantes en áreas rurales (Herwartz y Niebuhr, 2011; Furceri *et al.*, 2020) se asocian con mayor estabilidad del empleo, menor sensibilidad de la tasa de desocupación a las variaciones en la producción y coeficientes de Okun cercanos a cero (poco significativos). Lo contrario ocurre con la proporción de empleos en la industria manufacturera (Gonzalez-Prieto *et al.*, 2018; Bande y Martín, 2018), muy ligada al ciclo económico. Además, Ball *et al.* (2019) y An *et al.* (2021) encuentran que los niveles de desarrollo condicionan la sensibilidad de la tasa de desempleo, que se duplica en las regiones más desarrolladas. De modo similar, la pobreza puede afectar a la relación desempleo-crecimiento. Como explica Negrete (2011, p. 153), “al no existir un seguro de desempleo y tampoco los ahorros necesarios para estar desempleado mientras se consigue un trabajo, los desocupados se dedican a cualquier actividad que les represente un ingreso”. La población con escasos recursos *tiene* que trabajar con independencia de la fase del ciclo económico. No pueden estar desocupados y la existencia de un amplio sector informal facilita que realicen alguna actividad. Como plantea Ros (2013), el mercado de trabajo informal se nutre de trabajadores que abandonan el sector formal.

Por lo mencionado, cabe esperar que las entidades federativas con mayores niveles de pobreza, condiciones críticas de ocupación, informalidad laboral, empleo en el sector primario, empleo en el sector público, residentes en áreas rurales y menor desarrollo y proporción de empleados en las manufacturas no se ajusten a las variaciones de la producción a través de cambios en las tasas de empleo y desempleo (que tenderán a ser más estables), sino mediante variaciones en otros factores, como la productividad o la tasa de participación en la actividad económica. En estas entidades, la sensibilidad de la tasa de desempleo ante cambios en la producción será mínima y el coeficiente de Okun cercano a cero. En cambio, en las entidades donde predominen las características opuestas, una mayor parte del ajuste ante cambios en la producción se dará a través de las tasas de empleo y desempleo, y el coeficiente de Okun se alejará de cero, con signo negativo.

Herwartz y Niebuhr (2011), Gonzalez-Prieto *et al.* (2018), Furceri *et al.* (2020) y Loria *et al.* (2021) verifican estas relaciones mediante

regresiones que explican los valores del coeficiente de Okun con algunas de las variables enunciadas. Aquí se propone seguir ese procedimiento anticipando que las variables explicativas se relacionan entre ellas y solapan sus explicaciones. Debido a esto, habrá que estimar regresiones simples y múltiples con el fin de controlar esas interacciones e identificar las explicaciones redundantes.

Para la estimación de la Ecuación 3 en su versión de series de tiempo para México y cada una de las 32 entidades federativas y como modelos de panel de datos agrupados, efectos fijos y efectos aleatorios, se utiliza información de la ENOE (Inegi, 2022a). En concreto, se recurre a las series de “población desocupada” y “población económicamente activa” por entidad federativa, que tienen periodicidad trimestral y abarcan de manera continuada desde el primer trimestre de 2005 al primero de 2020. La tasa de desempleo (desocupación), u , de cada trimestre y unidad territorial se calcula dividiendo la población desocupada por la población económicamente activa. Luego, para estas tasas trimestrales se calcula su variación anual, Δu .

Por su parte, la producción real, Y , se asimila al Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal (ITAE) (Inegi, 2022c), como también hacen Loría *et al.* (2021). Con los datos del ITAE se calculan tasas de variación interanual, \dot{Y} . Cabe mencionar que el ITAE es un índice del PIB real con base 100=2013, por lo que sus valores no son los del PIB, pero sus tasas de variación, que es lo que aplica al caso, son equivalentes.

El análisis se interrumpe tras el primer trimestre de 2020 porque la ENOE no registró datos para el segundo trimestre de ese año debido a la epidemia de covid. Además, los pocos datos disponibles que hay desde entonces hasta la actualidad responden a otra metodología, las cifras del ITAE de los últimos trimestres aún están sujetas a revisión y, como argumentan Kiss *et al.* (2022), la inclusión de datos afectados por la Covid-19 merecería tratamiento de outliers. Dadas estas características no parece prudente incluir esos datos, al menos por el momento, ya que pueden generar más distorsiones que contribuir a la explicación del fenómeno. En total, se dispone de 57 observaciones por serie (Δu y \dot{Y}) y entidad federativa.

Las variables explicativas de las diferencias en los coeficientes de Okun se refieren en su mayoría a características de los mercados laborales. Por ello, se obtienen también de la ENOE. Así ocurre con las proporciones de empleos en el sector primario, en la industria manufac-

turera y en el sector público, que se calculan dividiendo el número de ocupados en el sector “primario”, en la “industria manufacturera” y en “gobierno y organismos internacionales”, respectivamente, por la población ocupada total de cada estado y trimestre. Posteriormente, para cada entidad federativa se calcula el promedio del periodo que comprende del primer trimestre de 2005 al primer trimestre de 2020.

Como medidas de la calidad de los empleos se utilizan las tasas de condiciones críticas de ocupación (TCCO) y de informalidad laboral (TIL2) que publica la ENOE. Al igual que Loría *et al.* (2021) con la TCCO, ambas variables se expresan como promedio aritmético del periodo para cada entidad federativa. La informalidad laboral se mide con la TIL2 que, a diferencia de la TIL1, no considera a los ocupados agropecuarios. Esta elección es congruente con el hecho de que ya se están incluyendo como variables explicativas la proporción de empleados en el sector primario y de habitantes en áreas rurales. Para el caso, se comprobó que la capacidad explicativa de la TIL1 es ligeramente inferior a la de la TIL2.

Inegi (2022d) identifica a la población rural con “la gente que vive en localidades menores de 2,500 habitantes”. La proporción de residentes en estas localidades para cada entidad federativa se puede conocer a partir de los datos de los censos de población y vivienda. Al no haber información para todos los años del análisis, se toman los datos del Censo de 2010 (Inegi, 2013) por tratarse de un año intermedio.

Como medida de desarrollo se utiliza el índice de desarrollo humano (IDH) que calcula el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2016) para las entidades federativas en varios años de 1950 a 2010. Por el mismo motivo que en la variable de población rural, se eligen los datos del año 2010.

La condición de pobreza se representa mediante el porcentaje de población en situación de pobreza multidimensional que calcula Coneval (2019) para cada entidad federativa. Como estos datos tienen periodicidad bienal desde 2008 a 2018, se eligen las cifras de 2012 por ser el año más próximo al punto medio del periodo que se analiza.

3. RESULTADOS

En el periodo analizado, las tasas de desempleo variaron entre el mínimo de Guerrero en el cuarto trimestre de 2005, 0.73%, y el máximo de Coahuila en el tercer trimestre de 2009, 9.60%. El promedio se situó en

4.06%. Se trata de unas cifras relativamente bajas incluso para los años de crisis. Chihuahua fue el estado que registró el mayor incremento interanual de la tasa de desempleo, que pasó de 4.65% a 9.51% entre los terceros trimestres de 2008 y 2009. Asimismo, fue el estado con el mayor descenso interanual, 2.71 puntos porcentuales desde el cuarto trimestre de 2009 al cuarto de 2010.

El mayor crecimiento interanual del ITAEE tuvo lugar en Coahuila entre los segundos trimestres de 2009 y 2010. El mayor decrecimiento también se dio en Coahuila, justo un año antes, coincidiendo con la mayor tasa de desempleo observada, ya mencionada en el párrafo anterior. Esta relación inversa entre crecimiento económico y evolución de la tasa de desempleo queda resumida en el coeficiente de Okun.

La estimación de la Ecuación 3 para cada entidad federativa arroja los valores de la Tabla 1. Como se puede observar, predominan los coeficientes β negativos pero también los hay positivos. Su rango de variación es de apenas 0.25 unidades, desde el máximo de Zacatecas (0.0212) al mínimo de Baja California (-0.2325). Destaca el hecho de que ninguna entidad alcanza la cifra estimada por Okun (1962): -0.30; de manera que la relación entre el crecimiento económico y la reducción de la tasa de desempleo es en todos los casos menos intensa que en el análisis seminal. No obstante, la relación negativa y estadísticamente significativa característica de la ley de Okun se observa en 21 entidades federativas: 12 de ellas con confianza de al menos 99.9%, seis con confianza de 99%, y tres más al 95%.

Frente a estos casos, 11 entidades no presentan evidencia de relación significativa entre el crecimiento del PIB real y la variación de la tasa de desocupación. Ocho de estas 11 entidades muestran coeficientes con signo negativo (Campeche, Durango, Guerrero, Morelos, Sinaloa, Tabasco, Tlaxcala y Veracruz) y tres positivo (Chiapas, Oaxaca y Zacatecas).

Al igual que en los análisis de Alarcón y Soto (2017) y de Loría *et al.* (2021) hay más evidencia a favor que en contra de la ley de Okun y se advierten valores bastante heterogéneos. Alarcón y Soto (2017) obtienen coeficientes positivos para Chiapas, Oaxaca, Tlaxcala y Zacatecas. En este caso, Tlaxcala presenta signo negativo, pero no significativo, y las otras tres entidades coinciden en mostrar signos positivos, contrarios al planteamiento de Okun.

TABLA 1
COEFICIENTES DE LA ECUACIÓN 3 PARA MÉXICO Y SUS 32 ENTIDADES FEDERATIVAS,
2005-2020

	α_i		β_i		r_i^2
Estados Unidos Mexicanos	0.2903	***	-0.1460	***	0.5494
Aguascalientes	0.2136		-0.0783	**	0.1412
Baja California	0.5702	***	-0.2325	***	0.6180
Baja California Sur	0.3721	*	-0.0508	**	0.1451
Campeche	-0.1343		-0.0386		0.0584
Coahuila	0.2341	*	-0.1048	***	0.4708
Colima	0.2649	*	-0.0702	**	0.1351
Chiapas	0.0668		0.0040		0.0009
Chihuahua	0.6368	***	-0.2091	***	0.3792
Ciudad de México	0.2445		-0.1209	**	0.1700
Durango	0.0749		-0.0241		0.0028
Guanajuato	0.2533		-0.0845	**	0.1381
Guerrero	0.0690		-0.0292		0.0220
Hidalgo	0.2697	*	-0.1283	***	0.2864
Jalisco	0.2521	*	-0.1104	***	0.2300
Estado de México	0.3299	*	-0.1289	***	0.2767
Michoacán	0.1411		-0.0600	*	0.1078
Morelos	0.0190		-0.0299		0.0359
Nayarit	0.2074	*	-0.0468	*	0.0936
Nuevo León	0.4536	***	-0.1760	***	0.5506
Oaxaca	-0.0186		0.0164		0.0074
Puebla	0.1489		-0.0729	***	0.2845
Querétaro	0.8604	***	-0.2277	***	0.3984
Quintana Roo	0.3143	*	-0.0709	***	0.2346
San Luis Potosí	0.2538	*	-0.0902	***	0.2009
Sinaloa	0.0755		-0.0365		0.0302
Sonora	0.2645		-0.0762	*	0.1026
Tabasco	0.2366		-0.0150		0.0058
Tamaulipas	0.0580		-0.0954	**	0.1388
Tlaxcala	0.0203		-0.0284		0.0496
Veracruz	0.0971		-0.0378		0.0426
Yucatán	0.1574	*	-0.0705	***	0.1903
Zacatecas	-0.0375		0.0212		0.0089

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2022a y c).

Nota: *, **, ***, indican estimaciones significativas con confianzas de 95, 99 y 99.9%, respectivamente.

Loría *et al.* (2021) consideran que los coeficientes son significativos y con el signo correcto en 22 entidades federativas. Las discrepancias con los resultados de la Tabla 1 se encuentran en los casos de Puebla y Yucatán, que Loría *et al.* (2021) no encuentran significativos; y en

Sinaloa, Tlaxcala y Veracruz, que ellos identifican como significativos, y aquí no lo son.

La estimación para las series nacionales genera un coeficiente de Okun de -0.1460 , plenamente significativo (Tabla 1). Este valor es la mitad del obtenido por Okun (1962) para Estados Unidos, pero muy próximo a las cifras calculadas para México por González (2002), Liquitaya y Lizarazu (2004) y Rojas (2019).

Los modelos de panel con las 32 entidades federativas generan coeficientes de Okun de -0.0688 en las especificaciones de datos agrupados y efectos aleatorios, y -0.0769 con efectos fijos, todos ellos significativos con confianza de 99.9%. El estadístico F toma un valor de 1.2403, que impide rechazar la hipótesis de que las 32 entidades federativas tienen un intercepto común, de manera que se prefiere la especificación de datos agrupados frente a la de efectos fijos. Por su parte, el estadístico del contraste de Breusch-Pagan es $LM=0.1642$, indicando que la varianza de los errores específicos (la variación de los efectos aleatorios) puede considerarse nula, de manera que la estimación de efectos aleatorios por mínimos cuadrados generalizados (MCG) coincide con la de datos agrupados por MCO,⁴ prefiriéndose esta última por ser más sencilla. Además, la prueba de Hausman, con un estadístico de contraste $Q=27.3323$, rechaza que los estimadores de MCG sean consistentes.

Las distintas pruebas indican que el modelo de datos agrupados resulta el más apropiado para describir el caso. Como se ha mencionado, el coeficiente de Okun estimado con esta especificación alcanza un valor de -0.0688 , que es poco menos de la mitad del que genera el modelo de regresión simple ajustado con las series nacionales: -0.1460 (Tabla 1). Melguizo (2016) encuentra una diferencia en el mismo sentido en el análisis que realiza para las provincias de España y advierte que hay un sesgo en los modelos de panel: si la tasa de desempleo es menos sensible al crecimiento económico en las regiones menos pobladas, como ocurre en España y en México,⁵ el coeficiente de Okun tiende a aproximarse más a cero en el modelo de panel, que pondera igual a todas las unidades territoriales asignando un mayor peso relativo a las

⁴ Esta misma coincidencia en las estimaciones de datos agrupados y efectos aleatorios puede encontrarse en Alarcón y Soto (2017).

⁵ Se puede comprobar que los coeficientes de Okun de la Tabla 1 mantienen una correlación baja, aunque en el sentido indicado, con la población de cada estado en 2010; en concreto, $r=-0.2139$.

menos pobladas en comparación con el modelo estimado a partir de las series nacionales. En el caso de México, la diferencia entre -0.0688 y -0.1460 es significativa con confianza de al menos 99.9%.

El hecho de que el modelo de panel más adecuado sea el de datos agrupados indica que no hay suficiente heterogeneidad en los elementos no contemplados en la Ecuación 3 como para preferir una especificación de efectos fijos. Esto puede deberse a que las diferencias entre entidades se encuentran en los propios coeficientes de Okun. Como se observa en la Tabla 2, el coeficiente de Okun de 24 entidades federativas difiere del nacional con confianza de al menos 95%, y en 12 casos hay diferencias significativas con el coeficiente del modelo de datos agrupados. Procediendo del mismo modo, Guisinger *et al.* (2018) sólo encontraron diferencias en 7 de los 50 estados de los Estados Unidos y, al contrastar por pares de estados, únicamente 21.6% de los pares presentaban coeficientes distintos con confianza de 95%. En este caso, al comparar por pares de entidades federativas, se obtiene que hasta 54.9% de los contrastes rechazan la hipótesis de igualdad de coeficientes de Okun. El grado de heterogeneidad resulta sustancialmente superior al reportado por Guisinger *et al.* (2018) para los Estados Unidos.

TABLA 2
ESTADÍSTICOS t PARA LOS CONTRASTES DE IGUALDAD DE COEFICIENTES DE OKUN CON RESPECTO A LA ESTIMACIÓN NACIONAL (-0.1460) Y DE DATOS AGRUPADOS (-0.0688)

	$\beta_{H_0} = -0.1460$	$\beta_{H_0} = -0.0688$
Aguascalientes	2.5981	-0.3636
Baja California	-3.5104	-6.6393
Baja California Sur	5.7299	1.0880
Campeche	5.1361	1.4467
Coahuila	2.7454	-2.4016
Colima	3.1634	-0.0571
Chiapas	8.1541	3.9618
Chihuahua	-1.7498	-3.8881
Ciudad de México	0.6957	-1.4453
Durango	2.0037	0.7355
Guanajuato	2.1596	-0.5500
Guerrero	4.4489	1.5098
Hidalgo	0.6450	-2.1782
Jalisco	1.3073	-1.5250
Estado de México	0.6087	-2.1369
Michoacán	3.6983	0.3821
Morelos	5.5417	1.8577

TABLA 2 (CONTINUACIÓN)

	$\beta_{H_0} = -0.1460$		$\beta_{H_0} = -0.0688$	
Nayarit	5.0462	***	1.1205	
Nuevo León	-1.4024		-4.9988	***
Oaxaca	6.3252	***	3.3203	**
Puebla	4.6898	***	-0.2590	
Querétaro	-2.1652	*	-4.2098	***
Quintana Roo	4.3476	***	-0.1193	
San Luis Potosí	2.3007	*	-0.8797	
Sinaloa	3.9285	***	1.1606	
Sonora	2.2972	*	-0.2417	
Tabasco	4.9450	***	2.0330	*
Tamaulipas	1.5765		-0.8294	
Tlaxcala	7.0029	***	2.4069	*
Veracruz	4.4778	***	1.2852	
Yucatán	3.8540	***	-0.0823	
Zacatecas	5.5310	***	2.9793	**

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2022a y c).

Nota: *, **, ***, indican diferencias significativas con confianzas de 95, 99 y 99.9%, respectivamente.

Dadas estas diferencias, es importante conocer cómo se estructuran y ver si hay estados que comparten características al tiempo que se distinguen de otros. En este sentido, el análisis de conglomerados aporta información útil. En primer lugar, indica que el número de grupos de entidades federativas con características diferenciadas es tres. La revisión de las distancias de aglomeración y el criterio de Mojena (1977) llevan a establecer la regla de parada del proceso jerárquico en tres grupos. El posterior análisis de k-medias no recomienda la reubicación de ninguna entidad federativa, lo que da muestra de la robustez del resultado de la conglomeración, que separa a las entidades del siguiente modo:

- Grupo 1: Baja California, Chihuahua, Nuevo León y Querétaro.
- Grupo 2: Aguascalientes, Baja California Sur, Coahuila, Colima, Ciudad de México, Guanajuato, Hidalgo, Jalisco, Estado de México, Michoacán, Nayarit, Puebla, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sonora, Tamaulipas y Yucatán.
- Grupo 3: Campeche, Chiapas, Durango, Guerrero, Morelos, Oaxaca, Sinaloa, Tabasco, Tlaxcala, Veracruz y Zacatecas.

Las cuatro entidades federativas del Grupo 1 se caracterizan por altos valores de α y r^2 , y bajos valores de β (Tabla 3). La tasa de variación de la producción explica bastante bien por sí sola la evolución de la tasa de

desempleo. En los casos de Baja California ($r^2=0.6180$) y Nuevo León ($r^2=0.5506$) incluso explica por encima de 50%. Los incrementos de las tasas de desempleo ante un año de crecimiento nulo, α , son los cuatro más altos del país. Incluso Nuevo León ($\alpha=0.4536$), con el valor más bajo del grupo, supera a la siguiente entidad con el intercepto más alto: Baja California Sur ($\alpha=0.3721$). En Querétaro, en un año de completo estancamiento, la tasa de desempleo tiende a incrementarse en $\alpha=0.8604$ puntos porcentuales. Además, estas cuatro entidades son las de mayor sensibilidad de la tasa de desempleo a las variaciones de la producción (coeficientes de Okun, β , más alejados de cero).

TABLA 3
CARACTERÍSTICAS DE LOS GRUPOS DE ENTIDADES FEDERATIVAS

Intercepto, α :			
Grupo	Promedio	Mínimo	Máximo
1	0.6303	0.4536	0.8604
2	0.2341	0.0580	0.3721
3	0.0426	-0.1343	0.2366
Pendiente, coeficiente de Okun, β :			
Grupo	Promedio	Mínimo	Máximo
1	-0.2113	-0.2325	-0.1760
2	-0.0859	-0.1289	-0.0468
3	-0.0180	-0.0386	0.0212
Coeficiente de determinación, r^2 :			
Grupo	Promedio	Mínimo	Máximo
1	0.4865	0.3792	0.6180
2	0.1968	0.0936	0.4708
3	0.0240	0.0009	0.0584

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2022a y c).

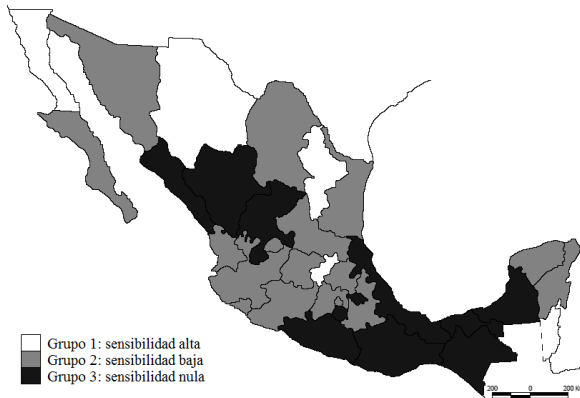
El Grupo 2 está formado por 17 entidades federativas que se caracterizan por tener valores intermedios en los tres parámetros considerados. Los interceptos abarcan de $\alpha=0.0580$, en Tamaulipas, a $\alpha=0.3721$, en Baja California Sur. Son siempre inferiores a los del Grupo 1, pero se entremezclan con los del Grupo 3, cuyo máximo es Tabasco ($\alpha=0.2366$). El coeficiente de Okun toma valores bajos, pero aun así estadísticamente distintos de cero: desde $\beta=-0.1289$ en el Estado de México hasta $\beta=-0.0468$ en Nayarit, que es la última entidad con significatividad de 95%. Los ajustes de este grupo apenas pueden calificarse como endebles. Sólo Coahuila presenta un r^2 superior a 30%. Los demás estados

quedan comprendidos entre $r^2=0.2864$, de Hidalgo, y $r^2=0.0936$, de Nayarit.

El Grupo 3 está formado por las 11 entidades federativas para las que el coeficiente de Okun es estadísticamente nulo, de manera que sus tasas de desempleo carecen de sensibilidad ante cambios en la producción. Esto tiene reflejo en sus coeficientes de determinación, que toman valores muy bajos, entre $r^2=0.0009$, en Chiapas, y $r^2=0.0584$, en Campeche. Asimismo, sus interceptos son prácticamente nulos.

Como se observa en el Mapa 1, la distribución geográfica de estos tres grupos presenta patrones claros. Las entidades sin relación entre el crecimiento económico y el desempleo (Grupo 3) se localizan en torno al eje del istmo de Tehuantepec (Campeche, Chiapas, Guerrero, Morelos, Oaxaca, Tabasco, Tlaxcala y Veracruz) y en el centro-norte (Durango, Sinaloa y Zacatecas). Las entidades con mayor sensibilidad (Grupo 1) son Querétaro y tres de la frontera norte: Baja California, Chihuahua y Nuevo León. Las entidades con sensibilidad intermedia se encuentran mayoritariamente en el centro del país (Aguascalientes, Colima, Ciudad de México, Guanajuato, Hidalgo, Jalisco, Estado de México, Michoacán, Nayarit, Puebla y San Luis Potosí), a las que se suman algunas de la frontera norte (Coahuila, Sonora y Tamaulipas), de la península de Yucatán (Quintana Roo y Yucatán) y Baja California Sur.

MAPA 1
SENSIBILIDAD DE LA TASA DE DESEMPLEO A LAS VARIACIONES EN LA PRODUCCIÓN,
2005-2020



Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2022a y c).

Cabe destacar que Chiapas, Oaxaca y Zacatecas ni siquiera presentan coeficientes β con el signo negativo característico de la relación de Okun. En estas entidades, el decrecimiento económico se asocia más con reducciones que con incrementos de la tasa de desempleo, aunque de manera no significativa. Esta situación, que podría considerarse paradójica, se explica por las condiciones de vida de la población y las características de los mercados laborales. Sin seguro por desempleo y sin ahorros, gran parte de la población tiene que dedicarse a cualquier actividad que aporte algún ingreso (Negrete, 2011). No pueden permanecer desocupados. A ello se suma la existencia de un amplio mercado laboral informal en el que pueden insertarse y desarrollar alguna actividad económica durante al menos una hora a la semana, clasificando como ocupados según la definición de Inegi (2022b).

La estructura y características de los mercados de trabajo de estas regiones son claves para este resultado. La Tabla 4 resume algunos aspectos de las variables que ayudan a explicar los distintos valores del coeficiente de Okun. Como se observa, Chiapas y Oaxaca se reparten los valores máximos de los porcentajes de población con empleo en el sector primario, población rural, en pobreza multidimensional, TCCO y TIL2, así como el mínimo del IDH. Con las características contrarias aparecen Ciudad de México, Nuevo León y Chihuahua. Los porcentajes de empleos en la industria manufacturera y en el gobierno aportan información diferente. Quintana Roo es la entidad con menor porcentaje de empleos manufactureros, 5.78%, mientras que Coahuila alcanza el máximo, 25.88%. En el porcentaje de empleos en el gobierno, Puebla y Campeche presentan los valores mínimo y máximo, respectivamente.

TABLA 4
CARACTERÍSTICAS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

Variable explicativa	Promedio	Mínimo	Máximo
% empleo primario	14.66	0.48	Cd. México
% empleo manufactura	15.29	5.78	Quintana Roo
% empleo gobierno	5.02	2.71	Puebla
TCCO (%)	12.70	5.14	Nuevo León
TIL2 (%)	53.28	35.85	Chihuahua
% población rural	24.55	0.46	Cd. México
% pobreza	44.89	23.25	Nuevo León
IDH	0.83	0.72	Chiapas

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2013 y 2022a y c), Coneval (2019) y PNUD (2016).

Con los datos de todas las entidades federativas se pueden estimar los modelos de regresión resumidos en las Tablas 5 y 6. Como se observa en la Tabla 5, las entidades con menor IDH y porcentaje de trabajadores en la industria manufacturera, pero mayores porcentajes de empleo en el sector primario y en el gobierno, mayor TCCO, TIL2, porcentaje de población rural y pobreza tienden a presentar mayores coeficientes de Okun, llegando algunos a ser positivos como se ha comentado. En cambio, en las entidades con coeficientes de Okun negativos (especialmente las del Grupo 1) tienden a darse las condiciones contrarias: altos porcentajes de ocupados en la industria manufacturera, mayor IDH, menor proporción de trabajadores en el sector primario y el gobierno, menores condiciones críticas de ocupación, baja informalidad, población más urbana y menos pobreza.

El predominio de empleo en sectores menos sensibles a los ciclos económicos y la existencia de un amplio mercado laboral informal facilitan que los ajustes ante variaciones del PIB se den a través de otros factores, principalmente la productividad. Estas condiciones favorecen que los trabajadores conserven su empleo o encuentren otro en el mercado informal en caso de un descenso de la actividad económica. En consecuencia, las tasas de empleo y desempleo apenas se modifican y el coeficiente de Okun tiende a anularse.

TABLA 5

ESTIMACIONES DE REGRESIONES SIMPLES QUE EXPLICAN LOS COEFICIENTES DE OKUN, β

Variable explicativa	Constante		Pendiente		r^2
% empleo primario	-0.1450	***	0.0046	***	0.4289
% empleo manufactura	0.0211		-0.0065	***	0.3944
% empleo gobierno	-0.1541	***	0.0151		0.1134
TCCO	-0.1559	***	0.0061	***	0.3135
TIL2	-0.2664	***	0.0035	***	0.3436
% población rural	-0.1372	***	0.0024	**	0.2768
% pobreza	-0.2145	***	0.0030	***	0.3531
IDH	0.5583	***	-0.7637	***	0.3811

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2013 y 2022a y c), Coneval (2019) y PNUD (2016).

Nota: *, **, ***, indican estimaciones significativas con confianzas de 95, 99 y 99.9%, respectivamente.

Como se mencionó anteriormente, algunas de las variables de la Tabla 5 ofrecen información redundante. Por ejemplo, el empleo primario es más probable en las zonas con mayor proporción de población rural. De modo similar, existe una asociación entre la TCCO y la TIL2, y entre

el IDH y la pobreza. Un modelo de regresión múltiple puede ayudar a detectar y controlar estos efectos.

Por los motivos señalados, la inclusión simultánea en un mismo modelo de las ocho variables explicativas de la Tabla 5 hace que algunas de ellas dejen de ser significativas. Los criterios de información de Akaike y de Hannan-Quinn señalan que el modelo que mejor compensa su capacidad explicativa y parsimonia sólo incluye como variables explicativas los porcentajes de empleos en el sector primario, en el gobierno, y la TIL2.

TABLA 6
ESTIMACIÓN DE LA REGRESIÓN MÚLTIPLE QUE EXPLICA LOS COEFICIENTES DE OKUN, β .

	Coefficiente	Error estándar	Significatividad
constante	-0.3127	0.0546	0.0000
% empleo primario	0.0034	0.0012	0.0087
% empleo gobierno	0.0190	0.0052	0.0011
TIL2	0.0017	0.0010	0.1214

Fuente: Elaboración propia con datos de Inegi (2022a y c).

Como se observa en la Tabla 6, las tres variables del modelo conjunto, que alcanza un $R^2=0.6260$, presentan coeficientes positivos. Esto resume la idea de que la tasa de desempleo es menos sensible a las variaciones en la producción (y el coeficiente de Okun es mayor, más cercano a cero o incluso positivo) donde hay mayores porcentajes de empleo en el sector primario y en el gobierno, y mayor informalidad. En estas regiones, la tasa de desempleo no actúa como elemento de ajuste ante las fluctuaciones de la producción.

CONCLUSIONES

El coeficiente de Okun es negativo y significativo en sólo 21 de las 32 entidades federativas de México durante el periodo 2005-2020. Además, en todos los casos, la intensidad de la relación desempleo-crecimiento económico es inferior a la detectada por Okun (1962). El coeficiente toma valores entre 0.02 (Zacatecas) y -0.23 (Baja California). Para el conjunto del país, el valor es -0.14 , muy parecido al que obtienen otras investigaciones para México. Estas cifras indican que, en términos generales, el crecimiento de la producción tiene poco efecto en la reducción del desempleo, ya que la relación entre estas

variables es relativamente débil incluso en los estados donde muestra mayor intensidad.

Las 11 entidades federativas con coeficientes de Okun estadísticamente nulos se concentran en el sur (Campeche, Chiapas, Guerrero, Morelos, Oaxaca, Tabasco, Tlaxcala y Veracruz) y en el centro-norte del país (Durango, Sinaloa y Zacatecas). Las características de sus mercados laborales hacen que las fluctuaciones en la producción se correspondan con cambios en la productividad y en otros factores, de manera que la tasa de desempleo permanece estable o evoluciona con independencia del ciclo económico. En estas entidades sería necesario actuar sobre las restricciones del mercado laboral, que impiden los ajustes a través de la tasa de desempleo pero los facilitan por el sector informal, acosta de la productividad y de las condiciones laborales. Como se ha visto, el abatimiento de la pobreza y la promoción del desarrollo serían relevantes para este propósito.

Las entidades donde la tasa de desempleo responde en mayor medida a los cambios en la producción se caracterizan por menores proporciones de empleos en el sector primario y en el gobierno, mayor proporción de empleos en la industria manufacturera, menor proporción de población rural, menos pobreza, informalidad y condiciones críticas de ocupación, y mayor nivel de desarrollo.

Finalmente, merece la pena resaltar una limitación del análisis. Los datos utilizados corresponden a un periodo de lento crecimiento (Ros, 2013), lo que condiciona las relaciones estimadas. Nada garantiza que las sensibilidades de las tasas de desempleo ante las variaciones del PIB sean las mismas con mayores ritmos de crecimiento de la producción. No obstante, ante la persistencia del estancamiento, esta investigación sirve de referencia ya que verifica y cuantifica las diferencias regionales en el coeficiente de Okun desde 2005, muestra su distribución geográfica y explica sus causas, como se propuso de objetivo.

REFERENCIAS

- Aguiar-Conraria, Luis, Martins, Manuel M. F. y Soares, Maria J. (2020). Okun's law across time and frequencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 116, 103897. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2020.103897>
- Alarcón, Moisés A. y Soto, Irvin M. (2017). Heterogeneidad estructural en la estimación de la Ley de Okun para el caso mexicano. *Realidad, Datos y*

- Espacio: Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 8 (3), 73-92. https://rde.inegi.org.mx/rde_23/rde_23_art05.pdf
- An, Zidong, Bluedorn, John y Ciminelli, Gabriele (2021). Okun's law, development, and demographics: differences in the cyclical sensitivities of unemployment across economy and worker groups. Working Paper núm. 270, International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2021/11/12/Okun-s-Law-Development-and-Demographics-Differences-in-the-Cyclical-Sensitivities-of-506819>
- Ball, Laurence, Leigh, Daniel y Loungani, Prakash (2017). Okun's law: fit at 50?. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49 (7), 1413-1441. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12420>
- Ball, Laurence, Furceri, Davide, Leigh, Daniel y Loungani, Prakash (2019). Does one law fit all? Cross-country evidence on Okun's law. *Open Economies Review*, 30, 841-874. <https://doi.org/10.1007/s11079-019-09549-3>
- Bande, Roberto y Martín, Ángel (2018). Regional differences in the Okun's relationship: new evidence for Spain (1980-2015). *Investigaciones Regionales*, 41, 137-165. <https://investigacionesregionales.org/wp-content/uploads/sites/3/2018/11/05-BANDE.pdf>
- Barreto, Humberto y Howland, Frank (1993). There are two Okun's law relationships between output and unemployment. Wabash College Working Paper. https://www.researchgate.net/publication/228421484_There_Are_Two_Okun's_Law_Relationships_between_Output_and_Unemployment
- Binet, Marie-Estelle y Facchini, Francois (2013). Okun's law in the French regions: a cross-regional comparison. *Economics Bulletin*, 33 (1), 420-433. <http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2013/Volume33/EB-13-V33-11-P41.pdf>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal) (2016). *Productividad y brechas estructurales en México*, CEPAL. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/40165/1/S1600553_es.pdf
- Chavarín, Rubén (2001). El costo del desempleo medido en producto: una revisión empírica de la ley de Okun para México. *El Trimestre Económico*, 68 (270), 209-231. <https://www.jstor.org/stable/20857058>
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (Coneval) (2019). *Medición de la pobreza: Resultados a nivel nacional y por entidad federativa 2008-2018*. CONEVAL. <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza-2018.aspx>
- Elhorst, J. Paul y Emili, Silvia (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>
- Friedman, Benjamin M. y Wachter, Michael L. (1974). Unemployment: Okun's law, labor force, and productivity. *The Review of Economics and Statistics*, 56 (2), 167-176. <https://doi.org/10.2307/1924436>

- Furceri, Davide, Jalles, João Tovar y Loungani, Prakash (2020). On the determinants of the Okun's law: new evidence from time-varying estimates. *Comparative Economic Studies*, 62, 661-700. <https://doi.org/10.1057/s41294-019-00111-1>
- García-Ramos, Manuel (2019). The impact of the output gap on the unemployment rate: evidence from Mexico, 1987Q1-2018Q4. *Ecos de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics*, 23 (48), 4-15. <https://doi.org/10.17230/ecos.2019.48.1>
- Gilbert, Ronald D. (1973). Okun's law: some additional evidence. *Nebraska Journal of Economics and Business*, 12 (1), 51-60. <https://www.jstor.org/stable/40472445>
- González, José A. (1999). *Labor market flexibility in thirteen Latin American countries and the United States: revisiting and expanding Okun coefficients*. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/864361468768724600/labor-market-flexibility-in-thirteen-latin-american-countries-and-the-united-states-revisiting-and-expanding-okun-coefficients>
- González, José A. (2002). *Labor market flexibility in thirteen Latin American countries and the United States: revisiting and expanding Okun coefficients*. Working Paper núm. 136, Center for Research on Economic Development and Policy Reform, Stanford University. <https://siepr.stanford.edu/research/publications/labor-market-flexibility-thirteen-latin-american-countries-and-united-states>
- Gonzalez-Prieto, Nathalie, Loungani, Prakash y Mishra, Saurabh (2018). What lies beneath? A sub-national look at Okun's law in the United States. *Open Economies Review*, 29, 835-852. <https://doi.org/10.1007/s11079-018-9491-2>
- Guisinger, Amy Y., Hernández-Murillo, Rubén, Owyang, Michael T. y Sinclair, Tara M. (2018). A state-level analysis of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 239-248. <https://doi.org/10.1016/j.regsci-urbeco.2017.11.005>
- Herwartz, Helmut y Niebuhr, Annetkatrin (2011). Growth, unemployment and labour market institutions: evidence from a cross-section of EU regions. *Applied Economics*, 43 (30), 4663-4676. <https://doi.org/10.1080/00036846.2010.493142>
- Huang, Gang, Ho-Chuan, Huang, Xiaojian, Liu y Jiangang, Zhang (2020). Endogeneity in Okun's law. *Applied Economics Letters*, 27 (11), 910-914. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1646861>
- Ibragimov, Marat e Ibragimov, Rustam (2017). Unemployment and output dynamics in CIS countries: Okun's law revisited. *Applied Economics*, 49 (34), 3453-3479. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1262519>

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi) (2013). Censo de población y vivienda 2010. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2010/#Tabulados>
- Inegi. (2022a). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), población de 15 años y más de edad: Consulta interactiva de indicadores estratégicos (InfoLaboral), a partir de 2005*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. https://www.inegi.org.mx/sistemas/Infoenoe/Default_15mas.aspx
- Inegi. (2022b). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), población de 15 años y más de edad: Glosario*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. <https://www.inegi.org.mx/app/glosario/default.html?p=ENOE15>
- Inegi. (2022c). *Indicador Trimestral de la Actividad Económica Estatal*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. <https://www.inegi.org.mx/temas/itae/#Tabulados>
- Inegi. (2022d). *Cuéntame de México: glosario de términos*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. <https://cuentame.inegi.org.mx/glosario/p.aspx?tema=G>
- Islas, Alejandro y Cortez, Willy W. (2011). Revisiting Okun's law for Mexico: an analysis of the permanent and transitory components of unemployment and output. *MPRA Paper*, 30026. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30026/>
- Islas, Alejandro y Cortez, Willy W. (2013). Relaciones dinámicas del producto y el empleo en México: una evaluación de sus componentes permanentes y transitorios. *Revista de la CEPAL*, 111, 167-182. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/35938>
- Islas, Alejandro y Cortez, Willy W. (2018). ¿Puede el sector informal afectar a la relación entre desempleo y producción? Un análisis del caso de México. *Revista de la CEPAL*, 126, 151-169. https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/44307/1/RVE126_Islas.pdf
- Karlsson, Sune y Österholm, Pär (2020). A hybrid time-varying parameter Bayesian VAR analysis of Okun's law in the United States. *Economics Letters*, 197, 109622. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109622>
- Kiss, Tamas, Nguyen, Hoang y Österholm, Pär (2022). Modelling Okun's law – Does non-Gaussianity matter?. working paper núm. 1/2022, Örebro University School of Business. <https://www.oru.se/globalassets/oru-sv/institutioner/hh/workingpapers/workingpapers2022/wp-1-2022.pdf>
- Krüger, Jens J. y Neugart, Michael (2021). Dissecting Okun's law beyond time and frequency. *Applied Economics Letters*, 28 (20), 1744-1749. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1853664>
- Liquitaya, José D. y Lizarazu, Eddy (2004). La ley de Okun en la economía mexicana. *Denarius*, 5, 15-39. <https://denarius.izt.uam.mx/index.php/denarius/article/view/299/244>

- Loría, Eduardo y Ramos, Manuel G. (2007). La ley de Okun: una relectura para México, 1970-2004. *Estudios Económicos*, 22 (1), 19-55. <https://www.jstor.org/stable/40311523>
- Loría, Eduardo y Ramírez, Jorge (2008). Determinantes del crecimiento del producto y del desempleo en México, 1985.1-2008.4. *EconoQuantum*, 5 (1), 79-101. <https://doi.org/10.18381/eq.v5i1.91>
- Loría, Eduardo, Libreros, Catalina y Salas, Emmanuel (2012). La ley de Okun en México: una mirada de género, 2000.2-2011.1. *Investigación Económica*, 71 (280), 121-140. <http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2012.280.37336>
- Loría, Eduardo, Ramírez, Emmanuel A. y Salas, Emmanuel (2015). La Ley de Okun y la flexibilidad laboral en México: un análisis de cointegración, 1997Q3-2014Q1. *Contaduría y Administración*, 60, pp. 631-650. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.012>
- Loría, Eduardo, Rojas, Susana y Martínez, Eduardo (2021). La ley de Okun en México: un análisis de la heterogeneidad estatal, 2004-2018. *Revista de la CEPAL*, 134, 141-160. <https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/47288/1/RVE134_Loria.pdf>
- Loría, Eduardo y Salas, Emmanuel (2022). La ley de Okun en México, una relación asimétrica, 2005.01-2021.10. *Investigación Económica*, 81 (321), 156-173. <http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2022.321.82062>
- Maza, Adolfo (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, Celia (2016). 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>
- Milligan, Glenn W. y Cooper, Martha C. (1985). An examination of procedures for determining the number of clusters in a data set. *Psychometrika*, 50 (2), 159-179. <https://doi.org/10.1007/BF02294245>
- Mojena, Richard (1977). Hierarchical grouping methods and stopping rules: an evaluation. *The Computer Journal*, 20 (4), 359-363. <https://doi.org/10.1093/comjnl/20.4.359>
- Negrete, Rodrigo (2011). El indicador de la polémica recurrente: la tasa de desocupación y el mercado laboral en México. *Realidad, Datos y Espacio: Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 2 (1), 145-168. https://rde.inegi.org.mx/rde_02/doctos/rde_02_art9.pdf
- Okun, Arthur M. (1962). Potential GNP: its measurement and significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 98-104. Reimpreso como *Cowles Foundation Paper 190*. <https://mileskorak.files.wordpress.com/2016/01/okun-potential-gnp-its-measurement-and-significance-p0190.pdf>

- Okun, Arthur M. (1974). Unemployment and output in 1974. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 495-504. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1974/06/1974b_bpea_okun.pdf
- Palley, Thomas I. (1993). Okun's Law and the asymmetric and changing cyclical behaviour of the USA economy. *International Review of Applied Economics*, 7, 144-162. <https://doi.org/10.1080/758530144>
- Perry, George L. (1971). Labor force structure, potential output, and productivity. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 533-578. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1971/12/1971c_bpea_perry_denison_solow.pdf
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2016). *Informe sobre desarrollo humano México 2016: desigualdad y movilidad*. PNUD. <https://www.undp.org/es/mexico/publications/informe-nacional-sobre-desarrollo-humano-m%C3%A9xico-2016>
- Rodríguez, Patricia y Peredo, Felipe J. (2007). Estimación de la Ley de Okun para la economía mexicana. *Análisis Económico*, 22 (51), 59-79. <https://www.redalyc.org/pdf/413/41311486004.pdf>
- Rojas, Susana 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. https://www.depfe.unam.mx/especializaciones/revista/1-1-2019/03_EA_Rojas-Manzo_2019.pdf
- Ros, Jaime (2013). *Algunas tesis equivocadas sobre el estancamiento económico de México*, El Colegio de México / UNAM, México.