

## ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN PARA LA ECONOMÍA MEXICANA DESDE UN ENFOQUE PANEL, 2005 – 2016.

Susana M Rojas Manzo

### **Resumen:**

Entender los efectos del crecimiento del producto sobre la variación de la tasa de desempleo, considerando las diferencias entre las entidades federativas, es un primer paso para el diseño de políticas económicas adecuadas. Es por eso que el presente trabajo analiza la relación del crecimiento económico y la tasa de desempleo, desde la base teórica de la Ley de Okun (1962), a través de un modelo econométrico de panel que considera las 32 entidades en doce periodos anuales, 2005 al 2016, de los que se dispone de información oficial por entidad. Los resultados que se obtuvieron, bajo la especificación de relación de brechas, nos arrojan un coeficiente que indica un mercado laboral poco sensible al crecimiento del producto.

Clasificación JEL: C13, C23, E24, R11

Palabras Clave: Ley de Okun; PIB; Modelo Panel; Empleo; Desempleo; Actividad Económica Regional; Crecimiento; Desarrollo.

### **Abstract:**

Understanding the effects of product growth on the variation of the unemployment rate, considering the differences between the states, is a first step in the design of adequate economic policies. That is why this paper analyzes the relationship of economic growth and the unemployment rate, from the theoretical basis of Okun's Law (1952), this is done through a panel econometric model that considers the 32 entities in twelve annual periods, 2005 to 2016, of which official information by entity is available. The results that were obtained, under the specification of gap ratio, give us a coefficient that indicates a labor market that is not very sensitive to the growth of the product.

JEL Classification: C13, C23, E24, R11

Keywords: Okun's Law; GDP; Panel model; Employment; Unemployment; Regional Economic Activity; Growth; Developing.

## **Introducción**

Para el análisis y formulación de políticas económicas más eficientes es necesario lograr una correcta medición de los efectos del bajo crecimiento económico sobre la desocupación. En el caso de México se han realizado ya estudios al respecto, sin embargo estos estudios, en su mayoría, con técnicas de series de tiempo no toman en cuenta el efecto de las diferencias que presentan el crecimiento y el desempleo entre las Entidades Federativas (Ver Tabla 2 en página 10). De estos trabajos, sólo Alarcón y Soto (2017) analizan estas diferencias entre las entidades y señalan que “aunque la ley que gobierna las regulaciones laborales aplica igual en todas las entidades, éstas tienen distintas dinámicas de desempeño económico, por lo que no podrían ser tratadas como iguales en su flexibilidad laboral” (p.77). De hecho, la importancia de tomar en cuenta la existencia de la heterogeneidad estructural dentro de una misma región ya ha sido señalada en trabajos hechos para otros países como en Estados Unidos (Guisinger, Hernandez, Owyang y Sinclar, 2015), en España (Azorín, 2017; Melguizo, 2017), y en Alemania (Patuelli, Griffith, Tiefelsdorf y Nijkamp, 2011).

Respecto a la flexibilidad del mercado laboral mexicano, análisis previos a este lo han abordado bajo dos conceptualizaciones que lo califican como rígido o como flexible. Según la OCDE (2013), México muestra uno de los más altos índices de protección al trabajo en la región de América Latina, es decir que muestra un mercado rígido con un fuerte marco regulatorio; en este caso el aumento del producto no se vería reflejado en la disminución de las tasas de desempleo y se esperaría un coeficiente de Okun bajo. (Heckman y Pagés, 2000; Ramírez, 2001). Con la visión opuesta, se considera que desde mediados de los años ochenta, con la liberalización económica y comercial y las altas tasas de informalidad, las empresas recurren con mayor frecuencia a contrataciones externas o contratos cortos que les da mayor libertad para contratar o despedir personal; es decir que se obtendría un coeficiente de Okun alto pues las variaciones del producto se verían reflejadas en la tasa de desempleo (Marshall, 2004; Loayza y Sugawara, 2009; Ibarra y González, 2010).

Así el presente trabajo tiene el objetivo de aportar una perspectiva de las diferencias estructurales que existen a nivel de entidades federativas en el comportamiento de la relación del crecimiento del producto y de la tasa de desempleo.

El documento está dividido en seis secciones. En la primera sección se exponen los fundamentos teóricos de la Ley de Okun. En la segunda sección se hace una revisión de la evidencia empírica para la economía Mexicana. En la tercera parte, se presenta un análisis del comportamiento del

crecimiento del producto y la tasa de desocupación durante el periodo de estudio, dando énfasis en describir las diferencias estructurales existentes entre las Entidades Federativas. En la cuarta sección, se exponen los aspectos econométricos para el análisis empírico de la relación producto – desempleo a través de la especificación de un modelo panel. En la quinta sección, se discuten los resultados del modelo. Por último se exponen las conclusiones.

## I. La ley de Okun

Se enunció por Arthur Okun (1962) en su artículo “Potential GNP: Its measurement and significances”, en el cual se plantea una relación lineal entre las variaciones de la producción y del desempleo en Estados Unidos de la década de los cincuenta. La ley de Okun establece que una economía en expansión, con una población activa relativamente estable, genera nuevos empleos y reduce su nivel de desempleo, pero cuando una economía entra en recesión aumenta el desempleo, que a su vez provoca significativos efectos depresivos de largo alcance contrayendo aún más el crecimiento (López y Rodríguez, 2007). Esto lo realiza a través de tres especificaciones para demostrar la existencia bidireccional entre crecimiento y desempleo:

### 1. Especificación por primeras diferencias.

Okun (1962) plantea una relación entre las variaciones de la tasa de desempleo ( $u_t$ ) en dos periodos consecutivos y la tasa de crecimiento de la producción ( $\dot{Y}_t$ ):

$$[1] \quad u_t - u_{t-1} = \beta_0 - \beta_1 \dot{Y}_t$$

De tal forma que la tasa de crecimiento de la producción ( $\dot{Y}_t$ ) que mantiene inalterada la tasa de desempleo ( $\Delta u_t = 0$ ) está dada por  $\frac{\beta_0}{\beta_1}$  (Belmonte y Polo, 2004). De esta especificación Okun (1962) obtuvo que  $\beta_0 = 0.3$  y  $\beta_1 = 0.3$ , es decir que por cada punto porcentual de crecimiento del producto, el desempleo disminuiría 0.3 puntos porcentuales y, bajo el supuesto de que existe una relación inversa entre producto y desempleo, el incremento de un punto porcentual en la tasa de desempleo reduciría en 3.3 al producto.

## 2. Especificación por relaciones de brechas.

Okun (1962) relacionó la tasa de desempleo con la brecha relativa ( $Y_t^B$ ) existente entre la producción potencial<sup>1</sup> ( $Y_t^P$ ) y la producción observada ( $Y_t$ ):

$$[2] \quad u_t = \lambda_0 + \lambda_1 Y_t^B$$

$$\text{Dónde: } [3] \quad Y_t^B = \frac{Y_t^P - Y_t}{Y_t^P}$$

En esta ecuación la tasa de desempleo para alcanzar el pleno empleo es igual a  $\lambda_0$  y por tanto la desviación de la tasa de desempleo ( $u_t$ ) respecto su valor de pleno empleo ( $u_t^p$ ) es una proporción de la brecha relativa representada por  $\lambda_1$  (Belmonte y Polo, 2004):

$$[4] \quad u_t - u_t^p = \lambda_1 Y_t^B$$

De esta especificación Okun (1962) obtuvo que  $\lambda_0 = 3.72$  y  $\lambda_1 = 0.36$ . En esta especificación  $\lambda_0$  es una aproximación de la tasa natural de desempleo y la interpretación de este resultado nos indica que si el producto observado crece un punto por arriba del producto potencial la tasa de desempleo se reduce en 0.36 puntos porcentuales y, bajo el supuesto de que existe una relación inversa entre producto y desempleo, si el desempleo aumenta en un punto, la brecha de producción se abre en 2.8 puntos porcentuales.

## 3. Especificación por ajuste de tendencia y elasticidad.

La tercera especificación consiste en una relación entre el logaritmo de la tasa de empleo con la tendencia temporal y con el logaritmo del PIB observado. Okun (1962) presenta una relación de elasticidad constante ( $a$ ) entre la relación de producción observada ( $Y_t$ ) con la producción potencial ( $Y_t^P$ ) y la relación de la "tasa de empleo" ( $E_t = 100 - u_t$ ) con su nivel potencial de empleo ( $E_t^P$ ):

$$[5] \quad \frac{E_t}{E_t^P} = \left(\frac{Y_t}{Y_t^P}\right)^a$$

Si la tasa de pleno empleo ( $E_t^P$ ) es constante y la producción potencial ( $Y_t^P$ ) crece a una tasa igualmente constante ( $\dot{Y}_t^P$ ), obtenemos:

---

<sup>1</sup> El Producto Potencial es el producto que puede generar una economía sin causar presiones inflacionarias, este no es observable.

$$[6] \quad E_t = \left( \frac{E_t^P Y_t}{(Y_0^P)^a (1 + \dot{Y}_t^P)^{at}} \right)^a$$

$$[7] \quad \ln E_t = \ln \left( \frac{E_t^P}{(Y_0^P)^a} \right) + a * \ln Y_t - (a * \dot{Y}_t^P) * t$$

Okun (1962) toma al logaritmo de la tasa de empleo ( $E_t$ ) como variable dependiente y al logaritmo del producto ( $Y_t$ ) y al tiempo (t) como variables independientes. Esto es: 1) el coeficiente del logaritmo del producto actual ( $Y_t$ ) representa la elasticidad de la tasa de empleo, 2) el coeficiente del tiempo es el producto de la tasa de crecimiento potencial ( $\dot{Y}_t^P$ ) y la elasticidad constante ( $a$ ) y 3) el intercepto es el índice de referencia del producto potencial ( $Y_t^P$ ) para cualquier nivel de la tasa de pleno empleo ( $E_t^P$ ) dada. De esta especificación Okun obtuvo valores de la elasticidad de la tasa de ocupación respecto a la producción, comprendidos entre 0.35 a 0.40 y tasas de crecimiento del producto potencial entre .45 a .35.

Los resultados obtenidos por estas estimaciones nos indican que sí el producto observado de Estados Unidos crece un punto por arriba del producto potencial entonces la tasa de desempleo se reduce entre 0.3 a 0.4 puntos porcentuales pero si el desempleo aumenta en un punto, la brecha entre producto potencial y producto observado se abre entre 2.5 a 3.3 puntos porcentuales (Ver tabla 1).

**Tabla 1**  
**Resultados de Estimaciones de los Modelos de Okun.**

Modelo	Tasa Natural de Desempleo	$\beta_1$	$1/\beta_1$
Primeras diferencias	3%	0.30	3.33
Relaciones de brechas	3.72%	0.36	2.78
Ajuste de tendencia y elasticidad	3.5% a 4.5%	.35 a 0.4	2.5 a 2.8

**Fuente.** Elaboración propia con los coeficientes reportados por Okun (1962).

Diversas investigaciones han retomado la propuesta de Okun como herramienta para cuantificar el costo del desempleo en términos del producto para diversos países con diferentes metodologías a las propuestas por el autor, de estos han surgido diversas controversias con respecto a cómo esta regla se cumple en otras economías, o si el coeficiente estimado se mantiene constante en el tiempo o si realmente existe una relación bidireccional lineal entre el crecimiento del producto y el empleo (Barreto y Howland,1993; Lee, 2000; Knotek, 2007; Balakrishnan, Das y Kannan (2010); Islas y Cortez, 2013).

Barreto y Howland (1993) afirman que es incorrecto suponer que el coeficiente de Okun es lineal e inversamente proporcional al obtenido como resultado de estimar el desempleo en función del producto;<sup>2</sup> ya que la variación del desempleo en función del producto puede relacionarse con restricciones de la demanda o de la oferta o de demanda y oferta, mientras que el producto en función del desempleo puede vincularse a factores demográficos o a las restricciones que presenta la oferta. Islas y Cortez (2013), bajo esta afirmación, definen al desempleo como la diferencia entre la oferta y la demanda de mano de obra a una tasa salarial dada, lo que implica por ejemplo, que si la demanda agregada registra un aumento, se puede responder a esta variación con un incremento de las horas trabajadas o un alza de la productividad o con ambas<sup>3</sup>; es decir que una variación del producto no siempre se traduce en una variación en el empleo, por lo tanto el coeficiente entre la variación del desempleo y el incremento del producto no puede ser considerado fijo en el tiempo ni linealmente proporcional uno del otro.

Knotek (2007) y Balakrishnan, et al. (2010) también sostienen, en sus respectivas investigaciones, que la relación entre desempleo y producto cambia en el tiempo a causa de los cambios institucionales en los mercados de trabajo, cambios tecnológicos y demográficos. Knotek (2007) demostró que el coeficiente de Okun para la economía de Estados Unidos presentó fluctuaciones entre 1960 y 2007, mientras que Balakrishnan et al. (2010) realizaron un análisis sobre la dinámica del desempleo en países industrializados pertenecientes a la OCDE en el periodo 1980 al 2008, donde concluyen que el coeficiente de Okun muestra marcados cambios en el periodo estudiado. Esto también lo respaldan trabajos como el de Cuaresma (2003) para la economía de los Estados Unidos, Cazes, Verick y Al Hussami (2011) para los Estados Unidos y países europeos y también Jardín y Gaétan (2011) para 16 países europeos.

En el caso de México los estudios empíricos que se tuvo oportunidad de revisar (Chavarín, 2001; Loría y Ramos, 2007; Islas y Cortez, 2013; Alarcón y Soto, 2017), muestran coeficientes que varían entre 2 y 3 puntos porcentuales en función la especificación del modelo, la técnica utilizada y de la temporalidad del estudio (ver tabla 2); de esto se discutirá en el siguiente apartado.

---

<sup>2</sup> Barreto y Howland (1993) infieren que esto sólo resultaría válido bajo las condiciones de que los parámetros del modelo no varíen a lo largo del periodo de estudio y que la variación del desempleo mantuviera un cambio fijo respecto al producto.

<sup>3</sup> Islas y Cortez (2013), argumentan que la oferta de mano de obra depende de las variables demográficas y de las reglas que rigen el mercado de trabajo y la demanda de mano de obra dependen del progreso tecnológico, de las condiciones imperantes del mercado de bienes y servicios, de la flexibilidad que tienen las empresas de modificar la jornada laboral y su capacidad instalada y de la productividad de la fuerza laboral.

## II. Revisión de la evidencia empírica

Dentro de la revisión bibliográfica que estudia el caso mexicano resaltan los trabajos de Chavarín (2001); Loría y Ramos (2007); Islas y Cortez (2013), que se enfocan en aplicar metodologías de series de tiempo robustas, y el análisis de Alarcón y Soto (2017), que es el único, dentro de las extensiones de búsqueda del presente trabajo, que utiliza una metodología panel que toma en cuenta la heterogeneidad que existe entre las entidades federativas.

**Tabla 2.**  
**Revisión bibliográfica.**

Autor	Año Publicación	Coefficiente de Okun	Metodología de estimación	Temporalidad del Análisis
Chavarín	2001	2.4 – 2.7	Modelo auto regresivo de rezagos distribuidos.	Datos Trimestrales (1987.1 - 2000.2)
Loría y Ramos	2007	2.25	Modelos estructurales de series de tiempo con el filtro de Kalman.	Datos Anuales (1970 - 2004)
Islas y Cortez	2013	2.86	Modelo bivariado para calcular conjuntamente los componentes permanentes y transitorios del producto y el desempleo.	Datos Trimestrales (1987.1 - 2008.2)
Alarcón y Soto	2017	2.99	Modelo Panel por efectos Fijos.	Datos Anuales (2003 - 2014)

**Fuente.** Elaboración propia con los coeficientes reportados por los autores.

El trabajo de Chavarín (2001) presenta su análisis a partir de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para el periodo de 1987 a 2000, utilizando datos trimestrales del PIB en términos reales y el desempleo abierto de México. El autor retoma la afirmación de Barreto y Howland (1993) y realiza una estimación, aplicando un análisis de raíces unitarias y rompimiento estructural de Perron (1989) para las variables del modelo, con la forma funcional inversa a la propuesta tradicional.<sup>4</sup> Los resultados de este análisis concluyen un coeficiente de 2.4.

Loría y Ramos (2007), también con el objetivo de validar la Ley de Okun en México, estiman los coeficientes de las tres ecuaciones originales para el periodo de 1970 al 2004 usando un enfoque de modelos estructurales de series de tiempo. De esta estimación los autores valoraron que el coeficiente de Okun para la economía mexicana se encuentra en el intervalo de 2.08 a 2.5 que infieren es congruente con una economía que sufre de alto desempleo, que es intensiva en fuerza de

<sup>4</sup>Chavarín (2001) afirma que si se desea una buena estimación del costo de oportunidad del desempleo medido en PIB, debe tomarse como variable dependiente al Producto Interno Bruto y como variable independiente al Desempleo, es decir que debe correrse la regresión inversa a la propuesta por Okun.

trabajo y que reporta baja productividad. Entre las limitaciones de este trabajo, los autores señalan que la Tasa de Desempleo, calculada por ellos mismos debido a la falta de datos oficiales, puede presentar sobrevaluación y difiere notablemente de la serie oficial generada por INEGI.

Al respecto Islas y Cortez (2013) hacen notar dos aspectos de las estimaciones de Loría y Ramos (2007) y la de Chavarín (2001), uno es que estiman el coeficiente de Okun mediante un método que consta de dos pasos, lo que podría generar resultados sesgados e ineficientes, y dos es que sus resultados indican que el coeficiente de Okun de la economía mexicana es similar al de Estados Unidos, lo cual implicaría que el mercado laboral mexicano es igual de flexible que el Norteamericano, que resulta contrastante ya que México se encuentra entre los países más rígidos de la OCDE y de América Latina (OCDE, 2013).

Por su parte Islas y Cortez (2013) estiman el coeficiente de Okun para la economía mexicana empleando un modelo bivariado para calcular conjuntamente los componentes permanentes y transitorios del producto y del desempleo. Esta metodología permite la estimación de dos coeficientes, uno de corto plazo (componentes transitorios) y otro de largo plazo (componentes permanentes). De los resultados de la estimación, los autores concluyen que el coeficiente de Okun es mucho más bajo que el estimado en anteriores investigaciones por factores como la rigidez del mercado del trabajo y el mercado laboral informal.

Otros trabajos que también podemos mencionar es el de González (2002) y el realizado por Alarcón y Soto (2017). González (2002) realiza un estudio para 13 países de América Latina, sostiene que el coeficiente de Okun para la economía mexicana es de 8.33, es más parecido a los observados en Europa o Japón y esto lo atribuye a la flexibilidad de los salarios reales que existen en México.

Alarcón y Soto (2017) estiman un coeficiente de Okun de 2.99 a través de un modelo panel de efectos fijos que toma en cuenta las 32 entidades federativas en el periodo del 2003 al 2014<sup>5</sup>. Entre las discusiones de este resultado, los autores señalan que existen diferencias entre las entidades que atribuyen a la flexibilidad de los mercados laborales y a las diferencias en las estructuras productivas y resaltan los casos de Querétaro, que muestra una alta sensibilidad ante el cambio del PIB con un coeficiente de -8.91, y Zacatecas que muestra un comportamiento contra-cíclico con un

---

<sup>5</sup>Alarcón y Soto (2017) utilizan la forma funcional:  $u_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta PIB + e_{it}$ . Además, también realizan estimaciones con efectos combinados y aleatorios, los cuales son descartados por los estadísticos de ajuste y la Prueba de Hausman.



coeficiente de 2.98. Esto también se advierte en el análisis descriptivo de la siguiente sección, que presenta el comportamiento del Producto Interno Bruto y de la Tasa de Desempleo durante el periodo de estudio.

### **III. Crecimiento y desempleo en México**

En México en las últimas dos décadas ha crecido significativamente la informalidad en la economía así como el empleo sin protección social (Ruiz y Ordaz, 2011). INEGI (2018b) señala que cerca del 68% de migrantes que se mueven a otro país lo hacen a razón de buscar trabajo o trabajar, el 60% de la población ocupada se encuentra en situación de Informalidad laboral<sup>6</sup> y el 27% esta empleada en el sector informal<sup>7</sup>.

La Población Económicamente Activa (PEA), que representa cerca de 60% de la población total, muestra tasas de crecimiento por arriba de las que presenta el crecimiento del empleo remunerado (INEGI, 2018 b), y esto ha conducido a un déficit acumulado de empleo; de tal manera que las opciones de empleo que tiene la PEA mexicana se pueden clasificar en: 1) incorporarse a un empleo en el sector formal con alta probabilidad de ser de baja calidad, 2) auto emplearse, 3) estar subempleado, 4) desocupado o 5) migrar (Ruíz, 2009). Estas opciones generan la flexibilización del mercado laboral mexicano a costa de la calidad del empleo; pero a pesar de estas condiciones de “flexibilización” el crecimiento del producto ha sido moderado y el desempleo no ha disminuido significativamente.

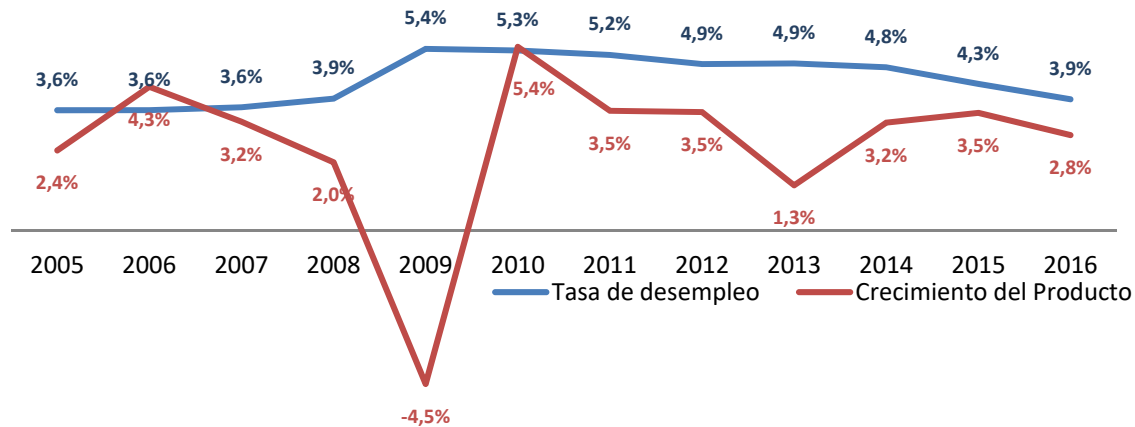
Durante el periodo de estudio, el Producto Interno Bruto, a excepción del año de crisis, mantuvo un crecimiento estable con un promedio de 2.5%, mostrando su mejor desempeño en el 2010, mientras que la Tasa de Desempleo presentó una media de 4.2% con su nivel más bajo en el 2005 (ver figura 1). Se puede observar que la crisis del 2008 tuvo un impacto muy marcado tanto en el crecimiento del PIB como en la Tasa de Desempleo y como resultado se observa la caída más pronunciada del Producto Interno Bruto (-4.54%) y la Tasa de Desempleo más alta (5.4%) en el 2009. Un año después, en el 2010, el producto logra una recuperación y alcanza un crecimiento del 5.43%, pero la Tasa de Desempleo no logra reducirse significativamente.

---

<sup>6</sup>Ocupación informal. Conjunto de actividades económicas realizadas por los individuos que, por el contexto en el que lo hacen, no pueden invocar a su favor el marco legal o institucional que corresponda a su inserción económica (INEGI, 2014).

<sup>7</sup>Sector Informal. Todas aquellas actividades económicas de mercado que operan a partir de los recursos de los hogares, pero sin constituirse como empresas con una situación identificable e independiente de esos hogares (INEGI, 2014).

**Figura 1.**  
**Tasa de Desempleo y Crecimiento del PIB 2005 - 2016**

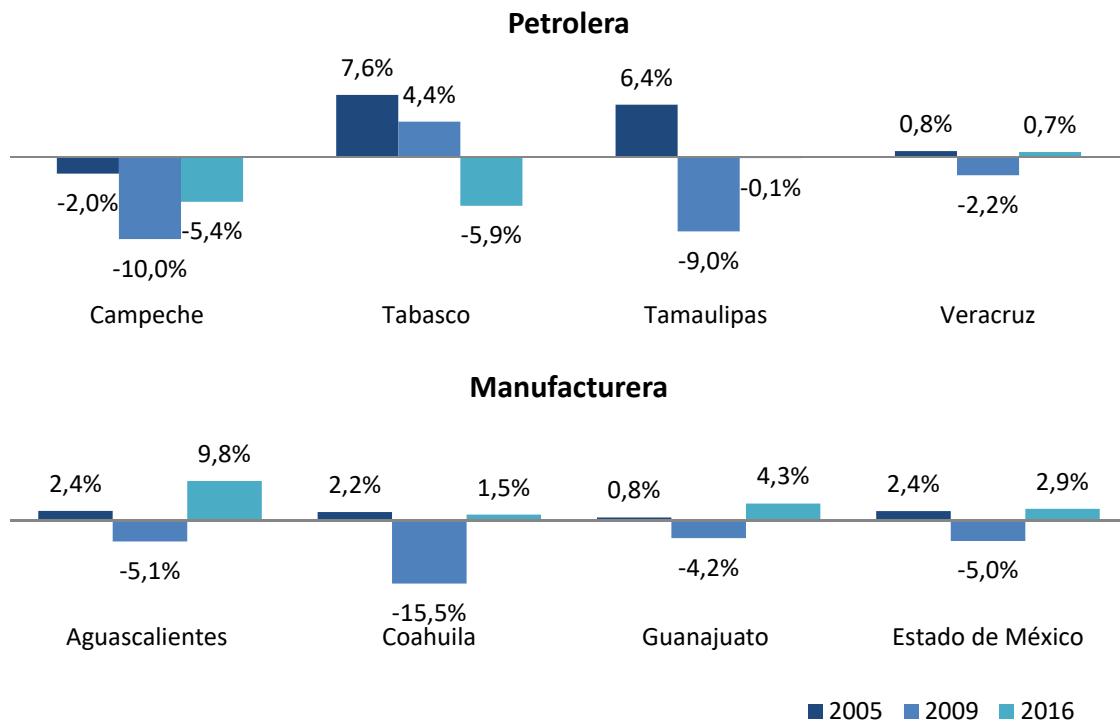


**Fuente:** Elaboración propia con datos INEGI (2018 a).

Se puede observar que a nivel estatal México presenta una profunda heterogeneidad en su desempeño económico y cada entidad ha padecido en distinta proporción las crisis de la última década. Estados tradicionalmente petroleros se han visto fuertemente afectados tras el desplome en la producción y el precio del petróleo, situación que ha mermado fuertemente su crecimiento y su capacidad para generar empleo (González, 2017); y estados que se enfocan más a las manufacturas han sobrellevado mejor las crisis ya que se han visto beneficiados por una moneda débil y mano de obra barata, volviéndose más atractivos para la inversión extranjera (Atayde y Becerril, 2017).

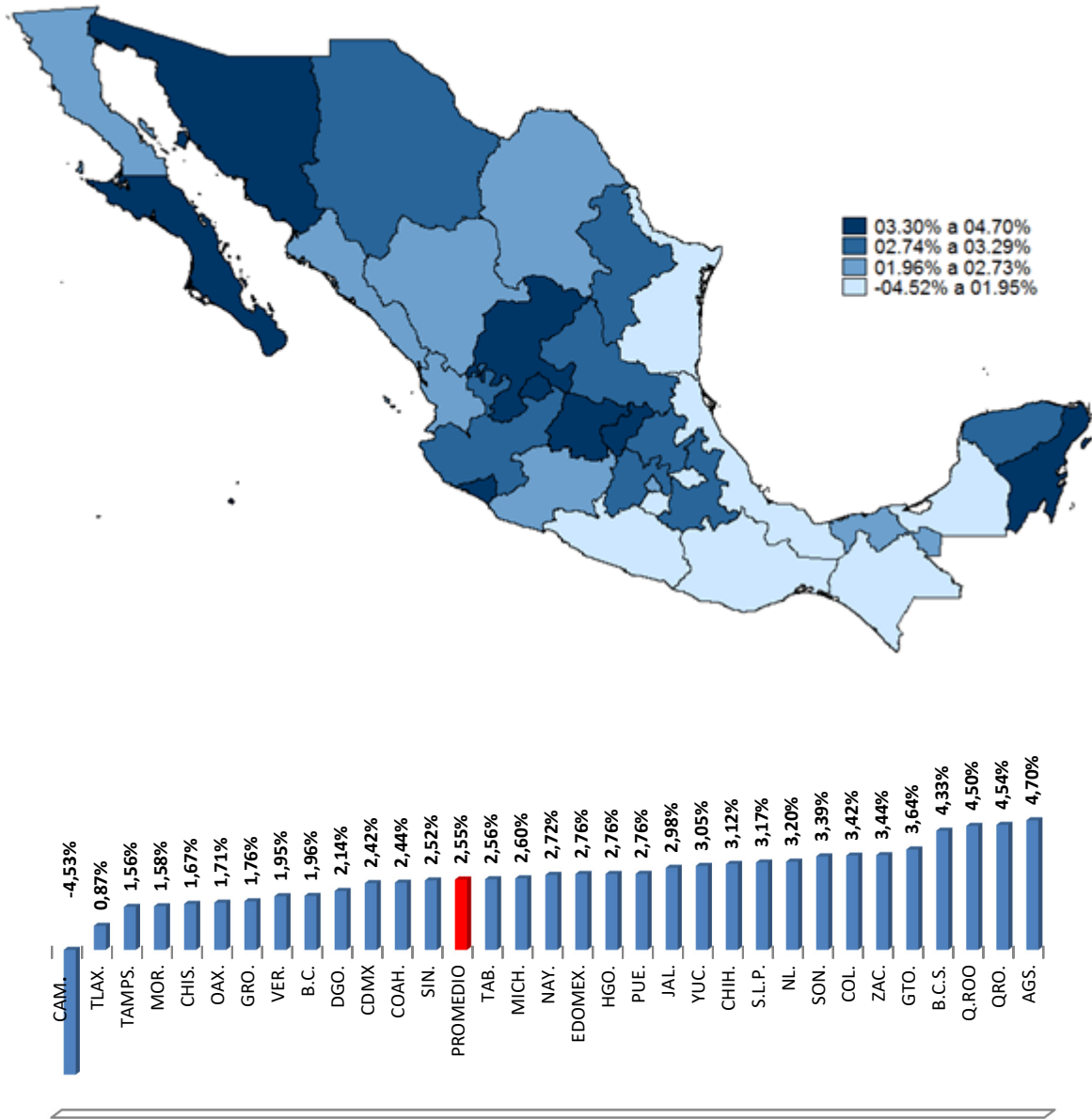
Estas diferencias estructurales, entre las entidades, resaltan al comparar estados como Campeche, entidad tradicionalmente petrolera, con Aguascalientes, que presenta un gran desarrollo en su sector manufacturero (Ver figura 2). A sí, entre Aguascalientes (4.70%) y Campeche (-4.53%), en promedio durante el periodo de estudio, existe una diferencia de 9.23 puntos porcentuales en el crecimiento económico (Ver figuras 3); y Guerrero (1.8%) y la Ciudad de México (5.98%) presentan la mayor diferencia en tasas de desempleo con 4.16 puntos porcentuales (Ver figura 4).

**Figura 2.**  
**Crecimiento del Producto Interno Bruto Estatal Anual para los años 2005, 2009 y 2016.**  
**Estados seleccionados en base a representatividad por Actividad.**



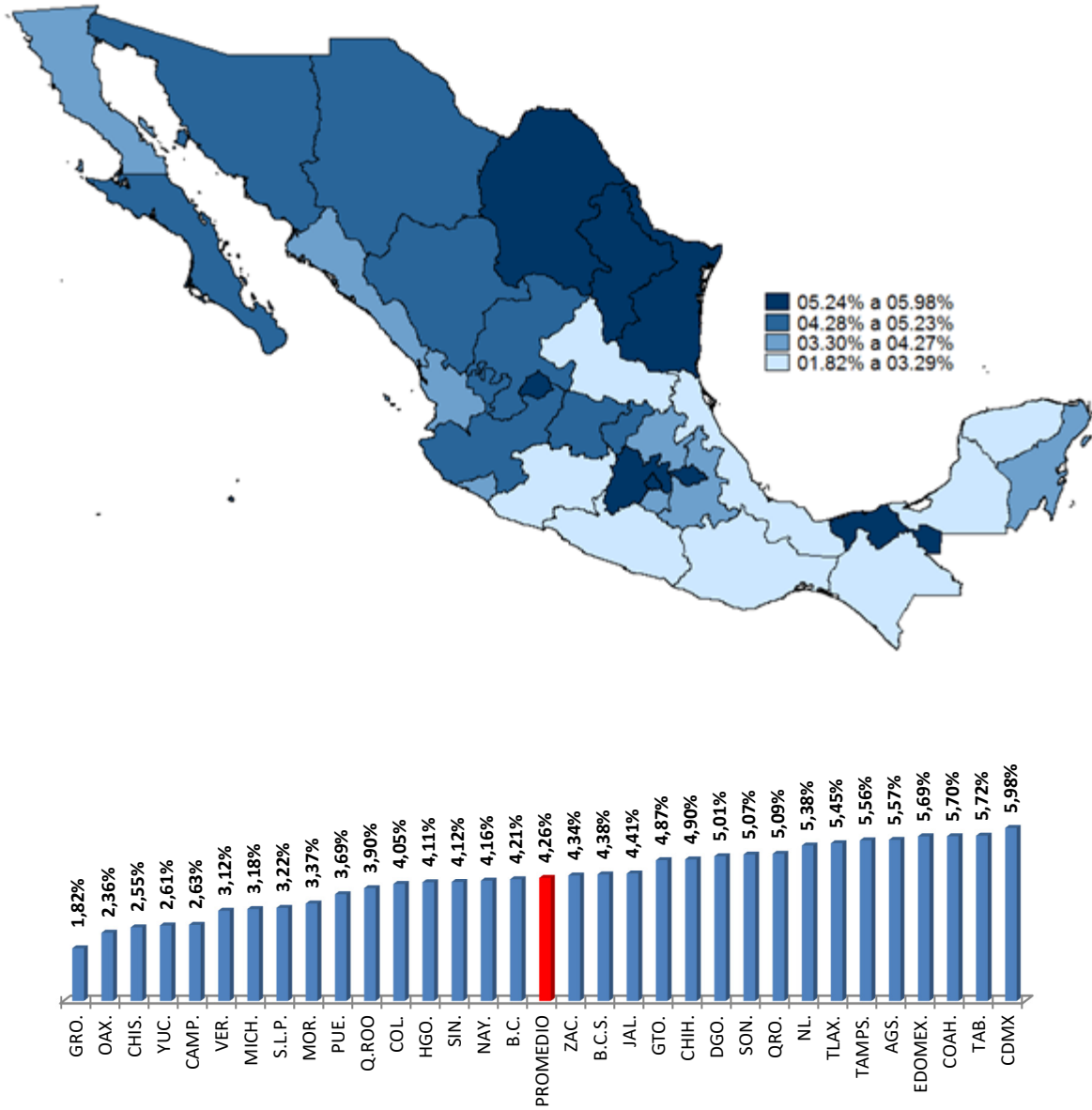
**Fuente:** Elaboración propia con datos INEGI (2018 a).

**Figura 3.**  
**Crecimiento del Producto Interno Bruto por Entidad Federativa.**  
**Promedio Estatal del periodo 2005 – 2016.**



Fuente: Elaboración propia con datos INEGI (2018 a).

**Figura 4.**  
**Crecimiento del Producto Interno Bruto por Entidad Federativa.**  
**Promedio Estatal del periodo 2005 – 2016.**



Fuente: Elaboración propia con datos INEGI (2018 a).

De los datos observados en las figuras anteriores (Ver figuras 3 y 4) se debe observar, considerando el propósito de medir la relación crecimiento – desempleo en el sentido establecido por Okun (1962), que entidades con crecimientos bajos como Campeche, Yucatán, Chiapas y Oaxaca presentan bajas tasas de desempleo, así como entidades con crecimientos altos como Aguascalientes y Querétaro presentan Tasas de Desempleo por encima de la media nacional.

Al respecto se puede inferir, como lo argumenta Islas y Cortez (2013), que debido a variaciones demográficas, a la naturaleza del mercado de trabajo y a las reglas que rigen a este mercado, una variación en el producto no siempre se traduce en una variación en el empleo. Bajo este punto se debe evaluar la situación de cada entidad, por ejemplo, Aguascalientes y Querétaro, que presentan altas tasas de crecimiento con altas tasas de desempleo, también presentan un importante crecimiento poblacional debido a su atractivo como centros de desarrollo económico; y entidades que presentan bajo crecimiento con tasas de desempleo por debajo de la media nacional como Oaxaca, Chiapas, Guerrero, Puebla y Tlaxcala, presentan el mayor porcentaje de su Población Económicamente Activa en la informalidad con tasas del 81.5%, 79.5%, 79.2%, 73.2% y 72.9% respectivamente; además el Estado de México (13.6%), Veracruz (7.2%), Ciudad de México (6.6%), Puebla (6.5%), Jalisco (6.0%), Chiapas (5.2%), Michoacán (4.9%), Oaxaca (4.7%), Guanajuato (4.6%) y Guerrero (3.9%) concentran al 63% de la población ocupada en la informalidad a nivel nacional (Quintero, 2016).

Lo anterior sustenta la naturaleza heterogénea de México y hace necesario considerar a no sólo al conjunto, representado por su media, sino a cada entidad, para una eficiente estimación de la relación crecimiento – desempleo.

#### IV. Análisis Econométrico

Para la estimación del modelo panel se utiliza la “Relación de brechas” (ecuación 2) propuesta por Okun (1962) que expresa a la tasa de desempleo ( $u_t$ ) en función de un intercepto ( $\lambda_0$ ) y de la brecha relativa ( $Y_t^B$ ) que existe entre el producto potencial ( $Y_t^p$ ) y el producto observado ( $Y_t$ ):

$$u_t = \lambda_0 + \lambda_1 Y_t^B \quad [2]$$

Dónde:  $\lambda_0, \lambda_1 > 0$

Considerando que:

$$Y_t^B = \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t^p} \quad [3]$$

De tal forma que cuando la economía se encuentra en expansión y provoca una variación positiva del producto observado, se reduce la brecha relativa entre este y el producto potencial y si el producto observado supera al producto potencial, entonces la tasa de desempleo se reduce, es decir:

$$\text{Si } Y_t > Y_t^p \rightarrow \nabla Y_t^B \rightarrow \nabla u_t$$

Por el contrario, cuando la economía se encuentra en recesión y el producto observado tiene una variación negativa (decrece), la brecha relativa entre este y el producto potencial aumenta y crece el desempleo.

$$\text{Si } Y_t < Y_t^p \rightarrow \Delta Y_t^B \rightarrow \Delta u_t$$

Las variables utilizadas para la estimación fueron derivadas a partir de datos anuales por entidad federativa correspondientes al periodo 2005 - 2016. Las variables de la estimación son:

- *Tasa de desempleo* ( $u_{it}$ ): Es la serie publicada por INEGI (2018) de tasa de desocupación por entidad federativa; que se deriva del porcentaje de la población económicamente activa (PEA) que se encuentra sin trabajar, pero que está buscando trabajo.
- *Brecha relativa entre el producto potencial y producto observado* ( $Y_{it}^B$ ):

$$Y_{it}^B = \frac{Y_{it}^p - Y_{it}}{Y_{it}^p} \quad [3]$$

- $Y_{it}$ : Producto interno bruto por entidad federativa, base 2013 en millones de pesos (INEGI 2018).
- $Y_{it}^p$ : El Producto Potencial estimado por el método de filtrado de Hodrick-Prescott a la serie PIB ( $Y_{it}$ ).<sup>8</sup>

Se trabaja con un panel que consta de 32 individuos (entidades federativas) y cada uno tiene 12 observaciones temporales (observaciones anuales del 2005 al 2016).

---

<sup>8</sup> El Producto Potencial se considera como el nivel de producto que podría alcanzarse con pleno empleo y sin generar presiones inflacionarias. Dado que es una variable no observable no existe certeza sobre el valor exacto y todos los métodos de estimación presentan un grado de sesgo e incertidumbre. Para fines del presente trabajo se utiliza el Filtro Hodrick Prescott (HP), este método, descompone la serie en su tendencia y su ciclo, extrae el componente permanente, obteniendo la parte cíclica como el resultado de la diferencia, entre la serie y su componente permanente. La principal crítica a este método es que no considera la información sobre la estructura económica subyacente por lo que no distingue entre los efectos de demanda o de oferta que afectan a la economía.

En la Tabla 3 se muestra que durante el periodo de estudio la tasa media de desempleo ( $\bar{u}_{it}$ ) a nivel nacional es de 4.25% y se observa una brecha promedio ( $\bar{Y}_{it}^B$ ) de 0.002%, es decir que en promedio el PIB observado se ha mostrado apenas por debajo del PIB potencial ( $Y_{it}^P$ ). La Tasa de desempleo ( $u_{it}$ ) presenta una mayor variación entre los individuos (between) en comparación con la variación temporal (within), mientras que de la brecha relativa varía con mayor proporción respecto al tiempo (within) que entre los individuos (between).

**Tabla 3**  
**Desempleo y Brecha del Producto**

Tasa de Desempleo ( $u_{it}$ )				Brecha ( $Y_{it}^B$ )		
<b>Media</b>	4.2565			0.0020		
<b>Desv. Est.</b>	<b>Overall</b>	<b>Between</b>	<b>Within</b>	<b>Overall</b>	<b>Between</b>	<b>Within</b>
	1.4886	1.1462	0.9694	2.8521	0.0149	2.8521

**Nota.** Las variables pueden variar en el tiempo y entre individuos por tanto la variación puede ser:

- 1) Overall: En torno a la media total dónde  $\bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_i \sum_t x_{it}$  y la desviación estándar es estimada cómo  $s_o^2 = \frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x})$ .
- 2) Within: En torno a la media individual dónde  $\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_t x_{it}$  y la desviación estándar es estimada  $s_w^2 = \frac{1}{NT-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x})$ .
- 3) Between: Variaciones entre individuos para una observación temporal dónde se observa la variación de  $\bar{x}_i$  en torno a  $\bar{x}$  y la desviación estándar es estimada  $s_o^2 = \frac{1}{NT-1} \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$ .

**Fuente:** Elaboración propia.

Modelo econométrico utilizado en las estimaciones:

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it}^B + V_{it}$$

En este caso  $V_{it} = \alpha_i + e_{it}$

Dónde:

- $u_{it}$  = Tasa de desempleo por entidad y periodo.
- $Y_{it}^B$  = Brecha relativa entre PIB potencial y PIB observado por entidad y periodo.
- $V_{it}$  = Es el error compuesto de la estimación con datos panel, en el cual están presentes:
  - $\alpha_i$  = Efecto específico individual o efecto panel (heterogeneidad inobservada permanente en el tiempo)
  - $e_{it}$  = Termino de perturbación (error idiosincrásico).



## Estimación Econométrica

Para llevar a cabo una estimación eficiente es necesario conocer el tratamiento que se le dará al efecto específico individual; esto se hace a través de pruebas de correcta especificación. Un primer paso es elegir entre el método de efectos fijos (estimador within) o el método de efectos aleatorios (estimador between).

Los efectos fijos asumen que  $\alpha_i$  es un parámetro que no varía en el tiempo, asociado a las características no observables de los individuos; dicho modelo asume que, debido a estas características no observables, puede existir una potencial correlación entre el efecto específico individual y alguno de los regresores. En este sentido, la estimación por efectos fijos, permite controlar una posible endogeneidad en la estimación, garantizando la obtención de parámetros consistentes. Por el otro lado, el efecto específico individual puede considerarse como una variable aleatoria que es independiente e idénticamente distribuida como una normal estándar; por lo tanto, este método asume que existe exogeneidad estricta entre los regresores y el error compuesto  $V_{it}$ . Este método explota tanto la variación within como between de la estimación por lo que el método garantiza la obtención de estimadores más eficientes que el modelo de efectos fijos, siempre y cuando se garantice la exogeneidad estricta en la estimación (Cameron y Trivedi, 2010).

Cameron y Trivedi (2010) señalan que es necesario aplicar la prueba de Hausman (1978) para conocer el tratamiento que se debe dar al efecto específico individual ( $\alpha_i$ ); esta prueba nos revela si existe una correlación entre el efecto panel y los regresores o si existe la exogeneidad estricta, de tal manera que será posible elegir el modelo más adecuado para el comportamiento de los datos. En la siguiente tabla se presenta el resultado de la prueba.

**Tabla 4**  
**Prueba Hausman con opción sigmamore**

<b>chi2(1):</b>	0.72
<b>Prob:</b>	0.3946

**Fuente:** Elaboración propia.

La Prueba Hausman (1978) con la opción sigmamore<sup>9</sup>: indica la no existencia de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas y por tanto una estimación por efectos aleatorios puede considerarse la mejor opción.

Ahora bien, es necesario considerar si el efecto panel tiene un peso importante sobre la estimación, y para saber esto es necesario realizar la prueba de Breusch y Pagan (1979), la cual asume como hipótesis nula que las variaciones del efecto panel son iguales a cero, lo cual implicaría que existe homogeneidad entre los individuos y que sería más conveniente llevar a cabo la estimación de un modelo agrupado por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios; la tabla 5 muestra el resultado de la prueba y confirma la existencia de un peso importante del efecto panel en la estimación, por tanto es preferible la estimación por efectos aleatorios (Baltagi, B.; 2008). Esta prueba además confirma la heterogeneidad entre las entidades federativas.

**Tabla 5**  
**Prueba de Breusch y Pagan**

<b>chibar2(1):</b>	803.78
<b>Prob:</b>	0.0000

**Fuente:** Elaboración propia.

Adicionalmente es necesario considerar la posible existencia de correlación a nivel de la sección cruzada del panel, pues la presencia de ésta provoca que los errores estándar se subestimen y muestren niveles de significación estadística poco confiables; esto se lleva a cabo por medio de la prueba de Pesaran (2004). En el caso del modelo de efectos aleatorios, la prueba indica la existencia de dependencia en sección cruzada, es decir que los residuos están correlacionados entre los individuos. Por último, la Prueba de Correlación Serial Wooldrige (Drukker, 2003) arroja evidencia de la existencia de correlación serial de orden 1. La correlación serial provoca una pérdida de eficiencia en la estimación. El resultado de ambas pruebas puede observarse en la Tabla 6.

**Tabla 6**  
**Pruebas de correlación en sección cruzada y serial en el modelo panel por efectos aleatorios.**

<b>Pesaran</b>	<b>Correlación Serial Wooldrige</b>
<b>chibar2(1):</b> 33.949	<b>F(1,31):</b> 79.377
<b>Prob:</b> 0.0000	<b>Prob:</b> 0.0000

<sup>9</sup> Sigmamore permite llevar a cabo la comparación de la matriz de varianzas y covarianzas entre el modelo de efectos fijos y aleatorios debido a que las variaciones en la estimación de parámetros difiere a causa de que la estimación se lleva a cabo por medio de distintos estimadores (Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. 2010).

---

**Fuente:** Elaboración propia.

Considerando los resultados arrojados por las pruebas de correcta especificación, es necesaria una estimación por efectos aleatorios que nos permita controlar los problemas de correlación serial y a nivel de sección cruzada. En la Tabla 7, se presenta una estimación por Efectos Aleatorios a la cual se le impone una estructura de errores estándar robustos por clúster de individuos y se controla la correlación serial del error. Esta estimación se considera la más eficiente para este caso específico de datos (Baltagi, 2008).

**Tabla 7**  
**Estimación del modelo por efectos aleatorios con una estructura de errores para clúster por individuo y un proceso auto regresivo.**

<b>Constante</b>	4.0248 (0.000)
<b>Brecha</b>	0.1319 (0.000)
<b>R2_O</b>	0.1131
<b>R2_B</b>	0.0243
<b>R2_W</b>	0.2656
<b>sigma_u</b>	0.8850
<b>sigma_e</b>	0.6114
<b>RHO_FOV</b>	0.6768

**Fuente:** Elaboración propia.

La estimación nos arroja una constante de 4.02 y una pendiente de 0.13, significativas al 5% y con los signos esperados; el nivel de ajuste global (R2) es del 11%, el cual es más alto para la variación temporal (0.26) respecto a la variación entre individuos (0.02); la desviación estándar por efecto individual (0.88) tiene un mayor peso respecto a la desviación por efecto del error idiosincrático (0.61); la correlación intra-clase Rho señala que el 67% de la varianza se debe a las diferencias entre paneles. Estos resultados muestran que el efecto panel es importante y confirman que la estimación panel por efectos aleatorios es más eficiente que por MCO utilizando datos agregados a nivel nacional.

## V. Discusión de los Resultados

De las pruebas de correcta especificación, la prueba de Hausman (1978) en la tabla 4 nos indica que no existe una correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, ya que existe

exogeneidad estricta, y por tanto es más eficiente realizar una estimación por método de Efectos Aleatorios; la prueba de Breusch y Pagan (1979) en la tabla 5 nos indica que existe un efecto panel importante y nos confirma la existencia de las diferencias estructurales (heterogeneidad) entre las entidades federativas; por último las pruebas de correlación de Pesaran (2004) y de Wooldrige (Drukker, 2003) en tabla 6 nos muestra que existe correlación entre las entidades y correlación serial de orden 1.

Por lo anterior, se realiza una estimación de los parámetros por medio del método de Efectos Aleatorios que considera una estructura de errores estándar robustos por clúster de individuos y control de la correlación serial de primer orden en el término de error (Tabla 7). Esta estimación señala que la tasa de pleno empleo oscila alrededor de 4.02% y si el producto observado crece un punto por arriba del producto potencial entonces la tasa de desempleo se reducirá 0.13%. Los parámetros estimados tienen los signos esperados y además son significativos individualmente y en conjunto a un nivel del 5%.

Estos parámetros difieren notablemente de las estimaciones obtenidas en las investigaciones precedentes (Chavarín, 2001; Loría y Ramos, 2007; Islas y Cortez, 2013; Alarcón y Soto, 2017) como resultado de las diferencias en la forma funcional y las diferencias metodológicas en la estimación.

La interpretación económica de este resultado nos habla de un mercado laboral poco sensible al crecimiento económico, es decir, un mercado rígido que no permite que las variaciones del producto se reflejen en variaciones en el empleo. En el caso mexicano esto podría ser el resultado de un marco institucional rígido que deriva en altas tasas de informalidad laboral (Marshall, 2004; Loysa y Sugawara, 2009; Heckman y Pagés, 2000; Ramírez, 2001). Se observa que este parámetro es congruente con los resultados obtenidos por Islas y Cortez y sus análisis (2013 y 2018).

En la discusión de los resultados, considerando la naturaleza de las variables a nivel entidad federativa, se debe reparar en los siguientes puntos: 1) la estimación solo se debe considerar eficiente en su lectura directa, es decir, el desempleo en función del producto y no a su inverso. 2) El cálculo del producto potencial fue realizado por el método Holdrick Prescott que no considera la información de la estructura económica subyacente, lo que implica que pueda existir un sesgo, sin embargo no existe un método que nos asegure certeza en la estimación (Miller, S., 2003); y se debe resaltar que 3) El hecho de utilizar un método panel nos permite modelar más eficientemente las marcadas heterogeneidades internas del país.

## **VI. Conclusiones**

Este trabajo se realizó con el objetivo de aportar una perspectiva del efecto del crecimiento económico sobre la tasas de desempleo considerando las diferencias estructurales que existen a nivel de entidades federativas. Para hacer una evaluación del conjunto de Entidades, tomando en cuenta sus particularidades, se efectuó una estimación de la Ley de Okun en su especificación por relaciones de brechas utilizando un modelo panel que toma en cuenta a las 32 entidades federativas en el período que va del 2005 al 2016.

Según la estimación obtenida (ver tabla 7) a nivel nacional la tasa natural de desempleo es cercana al 4.02% y por cada punto porcentual de crecimiento del producto observado sobre el producto potencial la variación en el desempleo se reduciría en 0.13%. Esta estimación es sostenida por pruebas de correcta especificación que nos confirman, en particular le prueba de Breusch y Pagan (Tabla 5), la heterogeneidad estructural por lo que una estimación por método panel, en este caso específico, por el método de Efectos Aleatorios, es más precisa que una por Mínimos Cuadrados Ordinarios utilizando datos agregados.

En conclusión, considerando los resultados de la estimación y los hechos estructurales, se puede afirmar que el mercado laboral mexicano es poco sensible al crecimiento económico como consecuencia de un marco institucional rígido que deriva en distorsiones como altas tasas de informalidad laboral y migración. Sin duda, esta estimación puede ser mejorada si se extiende el periodo de estudio y se utiliza un método que tome en cuenta la correlación espacial. No obstante, la presente investigación cumple su objetivo y muestra que es necesario considerar las diferencias que existen entre las entidades.

## **Bibliografía**

- Alarcón, M. A. O., & Soto, I. M. Z. (2017) Heterogeneidad estructural en la estimación de la Ley de Okun para el caso mexicano.
- Atayde, M. y Becerril, I. (2017). Manufactura en los estados, con el mayor nivel en siete años. *El Economista*. [online] Recuperado de: <https://www.economista.com.mx/estados/Manufactura-en-los-estados-con-el-mayor-nivel-en-siete-anos-20170803-0098.html> [Consultado 6 Nov. 2018].
- Azorín, J. D. B. (2017). Output growth thresholds for the creation of employment and the reduction of unemployment: A spatial analysis with panel data from the Spanish provinces, 2000–2011. *Regional Science and Urban Economics*, 67, 42-49.

- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Balakrishnan, R., Das, M., & Kannan, P. (2010). Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's law and beyond. *IMF World Economic Outlook*, 20-21.
- Ballesteros, J., Núñez, F., & Usabiaga, C. (2012). La Ley de Okun para las regiones españolas: distintas aproximaciones econométricas.
- Barreto, H., & Howland, F. (1993). There are two Okun's law relationships between output and unemployment. *Crawfordsville, Wabash College*.
- Belmonte, A., & Polo, C. (2004). Formulaciones de la ley de Okun y resultados para España. *Estudios en homenaje a Luis Ángel Rojo, 1*, 263.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata* (Vol. 2). College Station, TX: Stata Press.
- Cazes, S., Verick, S., & Al Hussami, F. (2011). *Diverging trends in unemployment in the United States and Europe: evidence from Okun's law and the global financial crisis* (No. 994676293402676). International Labour Organization.
- Chavarín, R. (2001). El Costo del Desempleo Medido en Producto: Una revisión empírica de la ley de Okun para México. *El Trimestre Económico*, 209-231.
- Cuaresma, J. C. (2003). Okun's law revisited. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), 439-451.
- Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3(2), 168-177.
- González Anaya, J. (2002). *Labor Market Flexibility in 13 Latin American Countries and the United States*. World Bank Publications.
- González G., S. (2017). Campeche, forzado a transformar su economía ante crisis petrolera. La Jornada. [online] Recuperada de: <https://www.jornada.com.mx/2017/09/18/economia/025n1eco> [Consultado 5 Nov. 2018].

- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education India.
- Guisinger, A. Y., Hernandez-Murillo, R., Owyang, M. T., & Sinclair, T. M. (2015). A state-level analysis of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 239-248.
- Heckman, J., & Pagés, C. A. R. M. E. N. (2000). The cost of job security regulation: Evidence from Latin American countries. NBER Working paper, 7773.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.
- Hausman, J. A. (1978). Econometrica: Specification test in Econometrics. *Journal of the Econometrics Society*.
- Ibarra Cisneros, M. A., & González Torres, L. A. (2010). La flexibilidad laboral como estrategia de competitividad y sus efectos sobre la economía, la empresa y el mercado de trabajo. *Contaduría y administración*, (231), 33-52.
- INEGI (2018a). Banco de Información Económica [consultado 15 Ago 2018]. Disponible en: <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>.
- INEGI (2018b). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo [consultado 15 Ago 2018]. Disponible en: <http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/enoe/>.
- Islas, C., & Cortez, W. W. (2013). Relaciones dinámicas del producto y el empleo en México: una evaluación de sus componentes permanentes y transitorios. *Revista CEPAL*.
- Islas, C., & Cortez, W. W. (2018). ¿Puede el sector informal afectar a la relación entre desempleo y producción? Un análisis del caso de México. *Revista CEPAL*.
- Jardin, M., & Gaétan, S. (2011). How Okun's law is non-linear in Europe: a semi-parametric approach. *Rennes, University of Rennes*.
- Knotek II, E. S. (2007). How useful is Okun's law?. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 92(4), 73.
- Loayza, N., & Sugawara, N. (2009). El sector informal en México: hechos y explicaciones fundamentales. *El Trimestre Económico*, 887-920.

- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of macroeconomics*, 22(2), 331-356.
- López, P. R., & Rodríguez, F. D. J. P. (2007). Estimación de la Ley de Okun para la economía mexicana. *Análisis Económico*, 22 (51).
- Loría, E., & Ramos, M. G. (2007). La ley de Okun: una relectura para México, 1970-2004. *Estudios Económicos*, 19-55.
- Marshall, A. (2004). *Labour market policies and regulations in Argentina, Brazil and Mexico: Programmes and impacts* (No. 2004-13). International Labour Office.
- Melguizo, C. (2017). An analysis of Okun's law for the Spanish provinces. *Review of Regional Research*, 37(1), 59-90.
- Miller, S. (2003). Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: una aplicación para el caso del Perú. *Estudios Económicos*, 10, 1-38.
- OCDE (2013), OCDE Employment Outlook 2013, OCDE Publishing. [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2013-en)
- Okun, A. (1962). M. 1962, "Potential Gnp: Its Measurement and Significance". In *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association* (Vol. 7, pp. 89-104).
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels.
- Patuelli, R., Griffith, D. A., Tiefelsdorf, M., & Nijkamp, P. (2011). Spatial filtering and eigenvector stability: space-time models for German unemployment data. *International Regional Science Review*, 34(2), 253-280.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Quintero, L. (2016). En informalidad, diez estados del país concentran 63% del total. El Economista. Recuperado de <https://www.economista.com.mx/estados/En-informalidad-diez-estados-del-pais-concentran-63-del-total-20160929-0017.html>
- Ramírez, P. I. C. (2001). Flexibilidad en el mercado laboral: orígenes y concepto. Red Aportes.



Rodríguez, R. C. (2001). El Costo del Desempleo Medido en Producto: Una revisión empírica de la ley de Okun para México. *El Trimestre Económico*, 209-231.

Ruiz Durán, C. (2009). México: las dimensiones de la flexiguridad laboral. CEPAL.

Ruíz Nápoles, P., & Ordaz Díaz, J. L. (2011). Evolución reciente del empleo y el desempleo en México. *EconomíaUNAM*, 8(23).