

# Análisis de la volatilidad del desempleo en México por regiones, 2000-2018\*

Recibido: 03 de diciembre de 2020 • Aprobado: 24 de diciembre de 2021  
<https://doi.org/10.22395/seec.v24n57a6>

Victoria de los Ángeles Díaz Solís\*\*  
Jorge Eduardo Mendoza Cota\*\*\*

## RESUMEN

El comportamiento volátil del desempleo en México constituye un problema que apunta a la existencia de factores que determinan la dinámica cíclica del desempleo. Este artículo aporta evidencia empírica sobre los determinantes que explican la volatilidad del desempleo en México. Se utilizan los microdatos disponibles de la Encuesta Nacional de Empleo y la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo en el ámbito estatal para el periodo 2000-2018, y se estima la variabilidad de la tasa de ocupación parcial y desocupación estatal. La metodología utiliza técnicas econométricas de panel con efectos fijos y de cointegración de panel para analizar el corto y el largo plazo. Los resultados sugieren que una alta volatilidad del desempleo en México puede explicarse por bajos niveles de productividad laboral y altos salarios reales, acompañados de un mayor grado de flexibilidad laboral y altas tasas de ocupación en el sector informal.

## PALABRAS CLAVE

Desempleo; mercado laboral; economía laboral; cointegración; México.

## CLASIFICACIÓN JEL

J21, J45, J63, J64

## CONTENIDO

Introducción; 1. Estudios empíricos sobre la volatilidad del desempleo en México; 2. Dinámica del mercado de trabajo mexicano y volatilidad del desempleo; 3. Estrategia metodológica; 4. Resultados; Referencias.

---

\* Este trabajo surge de una investigación sobre los determinantes del comportamiento volátil del desempleo de la economía mexicana, el cual fue financiado por El Colegio de la Frontera del Norte y desarrollado en el período enero 2019 a mayo 2020.

\*\* Economista, Universidad Veracruzana, Xalapa, Veracruz, México; maestría en Economía Aplicada, El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana, México. Enlace estadístico, Instituto Nacional de Estadística y Geografía, Ciudad de México, México. Correo electrónico: [angeles.solis@inegi.org.mx](mailto:angeles.solis@inegi.org.mx). Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3641-9455>.

\*\*\* Economista, doctorado en Economía con Especialidad en Economía Internacional y Laboral, Economics Department, University of Utah, Salt Lake City, EUA. Director e investigador, Departamento de Estudios Económicos, El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana, Baja California, México. Correo electrónico: [emendoza@colef.mx](mailto:emendoza@colef.mx). Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-9555-9581>g.

## Analysis of the Unemployment Volatility in Mexico by Regions, 2000-2018

### ABSTRACT

The volatile behavior of unemployment in Mexico constitutes a problem which points to the existence of factors that determine the cyclical dynamics of unemployment. This article provides empirical evidence on the determinants that explain the volatility of unemployment in Mexico. The research employs micro data available in the National Work Survey and the National Occupational and Employment Survey for the 2000-2018 period, which determines the rate of partial occupation and state-wide unemployment. The methodology of the work employed econometric techniques with fixed effect panels and co-integration panels for analyzing the short and long term. The results suggest that a high volatility of unemployment in Mexico might be explained due to the lower levels of work productivity and high real salaries, accompanied by a greater extent of work flexibility and high occupation rates in the informal sector.

### KEYWORDS

Unemployment; labor market; work economy; co-integration; Mexico.

### JEL CLASSIFICATION

J21, J45, J63, J64

### CONTENT

Introduction; 1. Empirical studies on the volatility of unemployment in Mexico; 2. Dynamics of the Mexican labor market and unemployment volatility; 3. Methodological strategy; 4. Results; References.

## Análise da volatilidade do desemprego no México por regiões, 2000-2018

### RESUMO

O comportamento inconstante do desemprego no México constitui um problema que aponta à existência de fatores que determinam a dinâmica cíclica do desemprego. Este artigo fornece prova empírica sobre os determinantes que explicam a volatilidade do desemprego no México. São utilizados os microdados disponíveis da Pesquisa Nacional de Emprego e a Pesquisa Nacional de Ocupação e Emprego no âmbito estadual para o período 2000-2018, e se estima a variabilidade da taxa de ocupação parcial e desemprego. A metodologia utiliza técnicas econométricas de painel com efeitos fixos e de co-integração de painel para analisar curto e a longo prazo. Os resultados sugerem que uma alta volatilidade do desemprego no México pode ser explicado pelo baixo nível de produtividade laboral e altos salários, acompanhados de um alto grau de flexibilidade laboral e altas taxas de ocupação no setor informal.

### PALAVRAS CHAVE

Desemprego; mercado de trabalho; economia trabalhista; co-integração; México

### CLASSIFICAÇÃO JEL

J21, J45, J63, J64

### CONTEÚDO

Introdução; 1. Estudos empíricos sobre a volatilidade do desemprego no México; 2. Dinâmica do mercado de trabalho mexicano e volatilidade do desemprego; 3. Estratégia metodológica; 4. Resultados; Referências.

## INTRODUCCIÓN

Uno de los hechos más significativos del desempleo en México ha sido la tendencia cíclica que éste ha experimentado en los últimos veinte años. Para ilustrar esta situación, los principales resultados de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), señalan que la tasa de desocupación aumentó a 5,4% durante enero de 2013. Con ello, el indicador presentó un incremento de un punto porcentual respecto a la tasa de 4,4% observada en diciembre de 2012 y una caída de 0,6 puntos porcentuales respecto al mes anterior (Inegi, 2019). Este comportamiento volátil se repite en diferentes periodos y no de manera exclusiva en el desempleo nacional.

El desempleo es una variable sensible a la dinámica económica y a las condiciones del mercado laboral, que representa costos económicos y sociales. Pese al amplio estudio de sus determinantes, los factores que explican su volatilidad todavía no se comprenden en su totalidad.

Una elevada volatilidad del desempleo puede reflejar un mercado laboral más dinámico que impulsa la reasignación de mano de obra. No obstante, en economías menos desarrolladas, una alta volatilidad del desempleo puede reflejar un mercado laboral frágil con muchas bajas, pocas contrataciones y una reserva de desempleados estancada, lo que se relaciona con una mayor dispersión en los ingresos entre trabajadores.

Se argumenta que el comportamiento volátil del desempleo mexicano constituye un problema que va más allá de la dinámica del flujo de entrada y salida de trabajadores del mercado laboral. Debido a la escasez de estudios de este tipo y a la ausencia de estimaciones desagregadas para el caso mexicano, este trabajo procura contribuir a la literatura de la economía laboral existente al proporcionar un análisis Contemporáneo de los determinantes del desempleo a partir de la perspectiva de la volatilidad.

Este artículo tiene como objetivo analizar los factores que explican la volatilidad del desempleo para los treintaidós estados o regiones de México en el periodo 2000 a 2018 de acuerdo con los microdatos trimestrales disponibles de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y la ENOE, y a las últimas estadísticas disponibles del PIB estatal. De esta manera, se estudia el impacto de la productividad laboral, el salario real, la flexibilidad laboral y el sector informal en la volatilidad del desempleo a partir de un modelo de efectos fijos para el corto plazo y un modelo de cointegración de panel para el largo plazo. Esto se hace con la finalidad de capturar la heterogeneidad no observable entre los estados mexicanos a lo largo del tiempo.

El documento se estructura de la siguiente manera: en el apartado uno se resume la revisión de la literatura; en el dos se expone el panorama contextual de la volatilidad del desempleo por entidad federativa en México; en el tres se describen las características del modelo utilizado y las técnicas econométricas empleadas para su análisis; en el cuarto los resultados obtenidos y, finalmente, se presentan las conclusiones.

## 1. ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA VOLATILIDAD DEL DESEMPLEO

En general, se ha considerado a la volatilidad del desempleo como la variabilidad de las trayectorias de la oferta y demanda de trabajo que impactan los niveles de desempleo en un periodo corto de tiempo (Hall, 2005; Shimer, 2005; Pissarides, 2009). No obstante, Góngora (2010) sugirió que una forma de medir las fluctuaciones de las principales variables macroeconómicas es la estimación de su tendencia de largo plazo y sus desviaciones respecto a esta.

La literatura empírica sobre volatilidad del desempleo la calcula a partir de la desviación estándar de la tasa de desempleo a lo largo de cortos periodos de tiempo establecidos (Faccini y Bondibene, 2012; Faccini y Rendahl, 2016). No obstante, para el presente trabajo, se entenderá por volatilidad del desempleo las desviaciones estándar con respecto a la media de un momento determinado.

Como antecedente más relevante del estudio de la volatilidad del desempleo, se destaca el trabajo de Shimer (2005), quien mostró que el modelo estándar de búsqueda y emparejamiento propuesto por Pissarides (2000) no era capaz de generar suficiente volatilidad en el comportamiento cíclico de las vacantes en los Estados Unidos. Por consiguiente, Pissarides (2009), con base en un modelo de búsqueda y emparejamiento, mostró que la volatilidad del desempleo es afectada por los costos de negociación, la información asimétrica, la búsqueda en el trabajo, las rigideces salariales y los choques de productividad.

Faccini y Bondibene (2012) emplean un panel con efectos fijos para explicar las fluctuaciones del desempleo para un grupo de veinte países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y muestran que la negociación sindical genera rigideces salariales reales que provocan que el desempleo se vuelva más volátil. Nickell y Layard (1999) y Heckman y Pagés (2000) advierten que las estrictas regulaciones del mercado laboral y la protección del empleo incrementan las fluctuaciones en el desempleo. Faccini y Rendahl (2016) desarrollaron un modelo de búsqueda y emparejamiento, y concluyen que un seguro de desempleo más alto se asocia con una elevada volatilidad del desempleo.

En México existe una amplia gama de trabajos que se han dedicado al estudio del desempleo. Ros (2005) encuentra un efecto positivo entre los pagos por seguro de desempleo y el desempleo. Loría y Ramírez (2009) argumentan que la tasa de desempleo en México se ha mantenido elevada como consecuencia de la política monetaria restrictiva que impera en el país. No obstante, el estudio del desempleo a partir de la perspectiva de la volatilidad representa una propuesta relativamente reciente; el alcance de la problemática del desempleo obliga la incorporación de nuevos métodos de análisis.

Para el caso de México, Flores et al. (2012) estudiaron los efectos que la concentración industrial en la volatilidad del empleo y las diferencias salariales en México, después del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Mediante la medición de las fluctuaciones del empleo en el sector industrial, demuestran que, después del TLCAN, se experimentó un aumento en la volatilidad del empleo en todas las regiones, en particular en la región fronteriza, como consecuencia de la elevada concentración del empleo industrial regional que se experimentó después del TLCAN.

Leyva y Urrutia (2018) investigaron la relación entre la volatilidad en el empleo, la informalidad y los ciclos económicos para México al utilizar un modelo de ciclos económicos para una pequeña economía abierta. Los resultados indican que la tasa de desempleo en México es menos volátil en relación con economías desarrolladas, debido a que el sector informal actúa como un amortiguador contra los choques cíclicos.

## **2. DINÁMICA DEL MERCADO DE TRABAJO MEXICANO Y VOLATILIDAD DEL DESEMPLEO**

Las tasas de desocupación (TD) en México entre 2000 y 2018 oscilaron entre 2,9 % y 5,2 %. Dichas tasas representaron un nivel de desempleo bajo en relación con los países de la OCDE. La TD se define como el porcentaje de PEA que se encuentran sin trabajar, pero que está en busca de trabajo (Inegi, s.f.). Dicha definición señala que una persona se considera empleada si trabaja, al menos, una hora a la semana, situación que no refleja de manera precisa el nivel de empleo del factor trabajo. Por ello, esta investigación incorpora una tasa complementaria de desocupación laboral en México con el fin de contar con un panorama más completo y cercano a la realidad de la dinámica del mercado laboral.

En la figura 1 se muestra la TD y la tasa de ocupación parcial y desocupación (TOPD)<sup>1</sup>. Esta es una tasa complementaria que ayuda a describir la evolución reciente

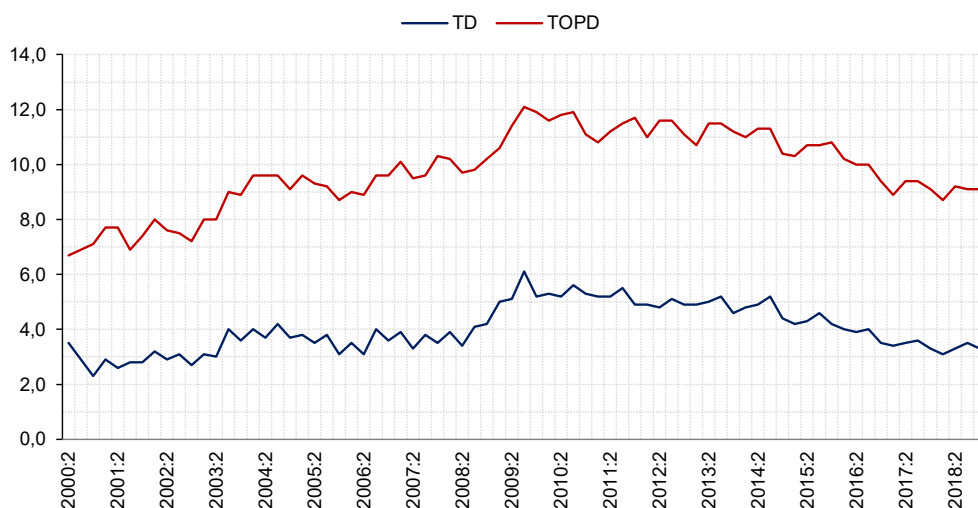
---

<sup>1</sup> Porcentaje de la PEA que se encuentra desocupada, más la ocupada que trabajó menos de 15 horas en la semana de referencia (Inegi, s.f.).

de la desocupación laboral en México mediante las cuales se logra advertir un alza importante de este fenómeno durante los últimos dieciocho años.

Los valores promedio de la TD y la TOPD para el periodo de análisis fueron de 4,0 % y 9,8 % respectivamente, es decir, la diferencia promedio fue de 5,8 puntos porcentuales, lo que representa una diferencia sustancial en términos de medición de los desocupados. Es importante señalar que, en periodos de crisis económicas, la brecha presentó ligeros aumentos en las recesiones de 2001-2003 y 2008-2009. Situación que demuestra que la TD tiende a subestimar en gran medida el problema del desempleo en la economía durante las recesiones severas.

**Figura 1. Tasas de desocupación laboral en México, 2000:2–2018:4**



Fuente: elaboración propia con microdatos de la ENE (2000–2004) y la ENOE (2005–2018).

Cabe destacar que la brecha entre ambas tasas se ha mantenido sin alteraciones en los últimos ocho años, con 6,1 puntos porcentuales para TD y la TOPD. Esto implica que la discrepancia entre las tasas se ha sostenido a lo largo del periodo, lo que indica no solo que la población desocupada creció de manera significativa en dicho periodo, sino que los trabajadores involuntarios a tiempo parcial todavía están en un nivel alto con relación con la medición convencional.

Para evitar las limitaciones inherentes a la tasa de desocupación se considerará a la TOPD como la tasa de referencia para medir el desempleo y la volatilidad del desempleo. Este indicador permite estudiar el fenómeno del desempleo de manera

más precisa al considerar tanto la desocupación como la presión que la subocupación ejerce en el mercado laboral en un mismo indicador tanto nacional como estatal (Banxico, 2018).

Dos hechos importantes se pueden extraer de la figura 1: los niveles de desocupación de la población mexicana han disminuido en los últimos tres años, situación que se puede traducir en un fortalecimiento gradual del mercado laboral; y se observa un comportamiento similar de las tasas analizadas.

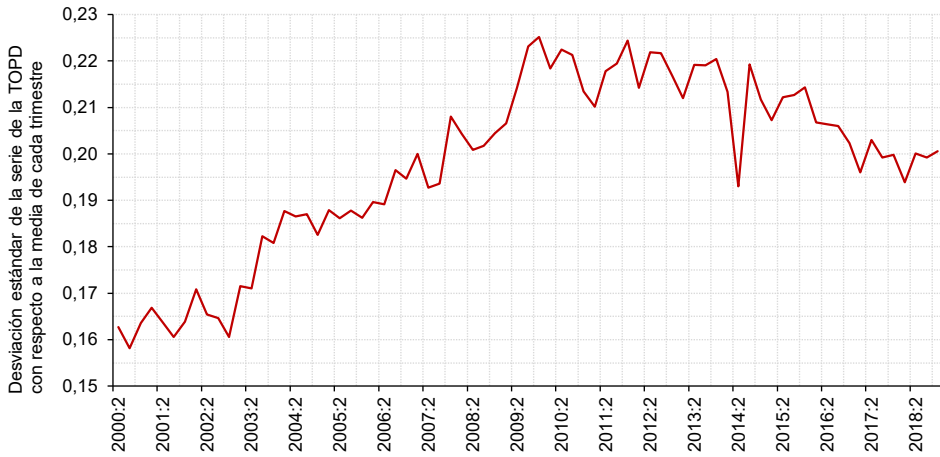
Los resultados de la ENOE señalan que la tasa de desocupación aumentó a 5,4 % durante enero de 2013, lo que representó un incremento de un punto porcentual respecto a la tasa de 4,4 % observada en diciembre de 2012. Asimismo, dicha tasa presentó una caída de 0,6 puntos porcentuales respecto a la de 5,0 % del mes anterior. Este hecho se repite en diferentes periodos para la economía mexicana, como en diciembre de 2014, donde la tasa de desocupación cayó 0,7 puntos porcentuales respecto al mes anterior y volvió a incrementar 0,7 puntos porcentuales para enero de 2015 (Inegi, 2019).

Las tasas de ocupación parcial y desocupación también presentaron un comportamiento volátil a lo largo del periodo citado. En particular, este hecho tuvo lugar a lo largo de 2003, donde el valor de la tasa aumentó 0,8 puntos porcentuales de un mes a otro para descontarse en la misma cuantía en el mes siguiente e incrementarse hasta en un punto porcentual en el mes posterior. Este patrón se sostiene en otros periodos. Por ejemplo, a finales de 2006 esta tasa cayó 0,7 puntos porcentuales con respecto al mes anterior para incrementar 0,5 puntos porcentuales a inicios de 2007 y caer de nuevo en 0,6 puntos porcentuales en el mes siguiente.

Para fines de esta investigación, la volatilidad del desempleo es definida como la desviación estándar de la serie de la tasa de ocupación parcial y desocupación con respecto a la media de cada trimestre y para cada estado. En este contexto, en la figura 2 se observa que, en el ámbito nacional, México presenta una volatilidad de desempleo promedio moderada, con una variabilidad de para los datos correspondientes al período 2000:2-2018:4.

En la figura 3 se muestra la volatilidad promedio de cada uno de los treintaidós estados en el periodo citado. Es posible identificar un patrón común para las regiones en México, ya que la zona centro-sur norte del país (Guerrero, Oaxaca, Chiapas y Veracruz) presenta una relativa estabilidad en sus tasas de desocupación en relación con la región centro-norte (Sinaloa, Zacatecas, Tamaulipas y Nayarit). Esta situación pone en evidencia la existencia de una considerable heterogeneidad entre estados: la TOPD es casi cuatro veces más volátil en Nayarit (0,27) que en Guerrero (0,07).

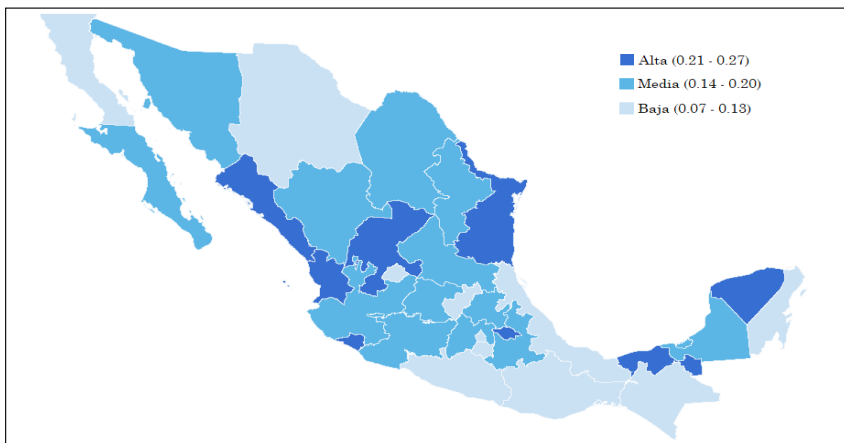
Figura 2. Volatilidad del desempleo en México, 2000:2–2018:4



Fuente: elaboración propia con microdatos de la ENE (2000–2004) y la ENOE (2005–2018).

La volatilidad del desempleo en el ámbito regional revela una gran heterogeneidad entre estados. El análisis desagregado por estado de las fluctuaciones del desempleo brinda la posibilidad de analizar el funcionamiento del mercado de trabajo en función de la dinámica del mercado laboral. Además, resulta conveniente para valorar el impacto del trabajo intensivo en mano de obra, la contratación temporal, los salarios reales y la informalidad sobre las fluctuaciones en el desempleo.

Figura 3. Volatilidad promedio por entidad federativa, 2000:2-2018:4



Fuente: elaboración propia con microdatos de la ENE (2000–2004) y la ENOE (2005–2018).



El desempleo es una variable sensible a la dinámica del mercado laboral, que representa costos económicos y sociales. Cuanto mayor sea la inercia cíclica y las tasas de desocupación no se ajusten ante perturbaciones en la dinámica del mercado laboral, mayores serán los costos. Asimismo, si los costos de la volatilidad del desempleo tienden a crecer más que el nivel de desempleo, se experimentarían costos en términos del bienestar.

## **2.1. Salarios, productividad y flexibilidad laboral**

En las últimas décadas, el mercado laboral en México ha estado caracterizado por una caída de los salarios reales y la pérdida del poder adquisitivo. Dentro de los indicadores económicos, el salario es uno de los más relevantes, ya que teóricamente funciona como un regulador que garantiza el equilibrio del empleo en el mercado laboral.

Entre 2000 y 2018, el salario real promedio de la población ocupada fue de \$10,23 pesos por hora, esto es, un aproximado de \$2.455,20 pesos mensuales. Cabe destacar que el salario promedio real de la población ocupada alcanzó su punto máximo en 2007. A partir de entonces ha mostrado una tendencia constante a la baja (Inegi, 2019).

En 2018, el salario promedio real de la población ocupada mostró crecimiento en dieciséis de las treintaidós regiones de país, respecto al año anterior. Los incrementos salariales más altos se registraron en Tamaulipas (9,2 %), Guanajuato (8,2 %) y Baja California (6,6 %). Por su parte, en las dieciséis entidades federativas restantes se registraron pérdidas en el poder adquisitivo del salario promedio real de sus trabajadores ocupados. De modo que las disminuciones más pronunciadas se presentaron de 2017 a 2018 fueron en la Ciudad de México (-6,7 %), Sonora (-5,8 %) y Durango (-4,6 %) (Inegi, 2019).

Así, la economía mexicana se ha caracterizado por presentar una evolución diferente entre salarios reales y productividad laboral. Lo anterior ha provocado la expansión de la brecha entre dichas variables, ya que la caída de los salarios reales ha estado acompañada de un aumento moderado de la productividad laboral (López y Mendoza, 2017; Reyes, 2011).

La productividad laboral (medida como la producción entre el número de trabajadores) en México para 2000-2018 exhibe dos tendencias: una con bajas tasas de crecimiento de 2001 a 2009 y otra de lenta recuperación a partir de 2010, donde se observa un comportamiento fluctuante con tasas de crecimiento anuales que oscilan entre el -0,4 %, —tasa más baja registrada en el 2012— y el 2,9 %, en 2011. Es este segundo periodo la recuperación en las tasas de crecimiento de

la productividad laboral se contrapone con la caída de los salarios reales, lo que hace evidente la brecha entre ambas variables.

Al examinar los datos por entidad federativa, se observa que todos los estados aumentaron su productividad; sin embargo, lo hicieron a diferentes tasas. Los estados que más aumentaron su productividad laboral fueron Zacatecas (44,8 %), Aguascalientes (35,2 %) y Querétaro (33,4 %). Mientras que los que tuvieron un crecimiento negativo fueron Hidalgo (-13,0 %), Tlaxcala (-24,4 %) y Sonora (-23,8 %). A su vez, las entidades más productivas, en términos de producción media por trabajador para todo el periodo, fueron Coahuila con \$ 437 producidos por trabajador, Nuevo León con \$ 168 y Campeche con \$ 151. Esta situación encuentra su justificación en el hecho de que Campeche tiene un PIB (por el efecto petrolero) muy alto y, por ende, una productividad laboral igual de alta. Por su parte, los estados menos productivos fueron Oaxaca con \$ 41, Tlaxcala con \$ 17 y Chiapas con \$ 15<sup>2</sup>.

Por otro lado, la dinámica del tipo de contratación de los trabajadores en México está relacionada con la reforma laboral establecida en 2012, a partir de la cual se establecieron nuevas formas de subcontratar trabajadores para las empresas. Dado que la capacidad de contratar trabajadores temporales se considera una característica de la flexibilidad laboral (Mendoza, 2017), en esta investigación el indicador *proxy* de la flexibilidad laboral en México se construye con base en la información del número de trabajadores contratos permanentes y temporales disponible en los microdatos de la ENE y la ENOE.

La estimación del Índice de flexibilidad laboral en México muestra que el indicador aumentó de 12,91 % en 2000 a 17,56 % en 2018. Este resultado confirma la expansión del número de trabajadores con contratos eventuales en el mercado laboral mexicano. Al calcular el índice de flexibilidad laboral por región de 2000 a 2018 se encontró que los estados que mostraron las tasas más rápidas de crecimiento de trabajadores temporales fueron Baja California Sur, Quintana Roo y Guerrero; mientras que Veracruz, Tabasco y Guanajuato mostraron una disminución en el número de trabajadores temporales.

## 2.2 Ocupación en el sector informal

En México, la informalidad laboral es elevada y se ha desarrollado como una estrategia de sobrevivencia para aquella parte de la población debido a la falta de oportunidades de empleos bien remunerados y formales. No obstante, el sector

---

<sup>2</sup> Datos calculados con los microdatos de la ENE (2000–2004) y la ENOE (2005–2018).

labor informal es vulnerable y tiene ocupaciones con bajos salarios y sin acceso a prestaciones ni seguridad social.

El cálculo que incluye trabajadores que son vulnerables por la naturaleza informal de la actividad y que no son reconocidos en su fuente de trabajo, como son los que trabajan en la agricultura de subsistencia o no tienen protección social, fue de 56,6 % en 2108. Por su parte, la tasa de ocupación del sector informal muestra que, en 2018, el 26,0 % de los ocupados se encontraban empleadas en el sector informal (2018)<sup>3</sup>.

Con respecto al escenario estatal, trece de las treintaidós entidades federativas presentaron tasas de ocupación en el sector informal por encima de la nacional. En este contexto, Tlaxcala fue el estado con mayor número de personas ocupadas en dicho sector con 40,7 %, seguido por Oaxaca con 37,9 % e Hidalgo con 37,5 %. Por el contrario, Chihuahua, con una tasa de 16,1 %, fue el estado con menor ocupación en el sector informal, seguido por Baja California Sur con 17,2 % y Colima con 18,0 %<sup>4</sup>.

La presencia de oportunidades de empleo que ofrece el sector informal ayuda a explicar por qué las tasas de desocupación en México son bajas. Dado que en México no existen mecanismos como el seguro de desempleo que permitan financiar el periodo de búsqueda de empleo, se puede afirmar que la búsqueda de empleo de tiempo completo es un lujo (Salas, 2003). Esto quiere decir que los trabajadores mexicanos no tienen suficientes activos o seguro de desempleo para financiar los periodos de desempleo (Hernández-Licona, 1997).

### **3. ESTRATEGIA METODOLÓGICA**

Para desarrollar el modelo empírico que estime los determinantes de la volatilidad del desempleo en México, no solo se consideraron aquellas variables propias de la teoría —salarios reales, productividad y flexibilidad laboral—, sino que se integraron otras variables que han demostrado estar vinculadas con el flujo de trabajadores dentro del mercado laboral mexicano. En consecuencia, la ocupación en el sector informal se adiciona como variable explicativa, dada la importancia que tiene este indicador del mercado de trabajo mexicano. Se decidió no incluir a los trabajadores sindicalizados, ya que en un análisis preliminar no se encontraron resultados significativos para explicar la volatilidad del desempleo.

Con base en lo anterior, al considerar que los flujos de trabajadores dentro y fuera del desempleo son producto del gran porcentaje de trabajadores con contrato

---

<sup>3</sup> Datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo y la Encuesta Telefónica de Ocupación y Empleo, Inegi.

<sup>4</sup> Datos calculados con los microdatos de la ENE (2000–2004) y la ENOE (2005–2018).

temporal (con elevada rotación), y que caracterizan la dinámica del mercado laboral mexicano (Hernández-Licona, 1997, p. 561), se espera que aquellos estados, en donde el índice de flexibilidad laboral sea menor, la volatilidad del desempleo sea suavizada. Por el contrario, se considera que un mayor nivel en el salario real de la población ocupada tenderá a aumentar de manera significativa las fluctuaciones del desempleo, pues al implicar mayores costos del factor trabajo, se acrecienta de manera importante la sustitución de este último.

Debido a que la productividad laboral responde, en gran parte, a cambios en la producción, se espera que una caída en los niveles de productividad, a partir de una contracción de la actividad económica, conlleve a una baja en las contrataciones. Finalmente, dado que la ocupación en el sector informal se compone en gran medida de actividades propias del sector servicios, caracterizadas por la falta de regulación y protección al empleo, así como por altas tasas de mortalidad de pequeñas empresas, se prevé que mayores niveles de ocupación en el sector informal conlleven a un aumento de la volatilidad del desempleo (Cunningham y Salvagno, 2011).

Debido a que el análisis exploratorio de los datos sugiere la existencia de heterogeneidad no observable a través del tiempo y entre estados, se plantearon dos metodologías de análisis: una de corto plazo a partir de un modelo de forma panel, tomando en cuenta controles temporales y espaciales; y otro de largo plazo a través de un modelo de cointegración de panel, lo que permitirá analizar la estabilidad de los coeficientes en el largo plazo.

### 3.1. Datos

El análisis incluye una muestra de las treintaidós regiones de México con datos trimestrales correspondientes al periodo 2000-2018, con la información disponible en la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), así como los datos del Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM) publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi), ya que estos ofrecen resultados trimestrales con información relacionada al mercado laboral por entidad federativa.

En la tabla 1 se detallan cada una de las variables utilizadas, la forma en que fueron calculadas y las fuentes oficiales de donde procedieron.

El diseño de la ENE y la ENOE permite construir un panel con información estadística por región, con datos trimestrales a partir del segundo trimestre de 2000 hasta el cuarto trimestre de 2018. Con esta información se realizará un análisis longitudinal de largo plazo que abarcó setenta y cinco trimestres.

Tabla 1. Definición de las variables

Variable	Definición y operacionalización	Fuente
Volatilidad del desempleo	Desviación estándar de la tasa de ocupación parcial y desocupación	Cálculos propios con base en los microdatos de la ENE y ENOE
Productividad laboral	Producto interno bruto / Población ocupada total	Cálculos propios con datos del SCNM, la ENE y la ENOE.
Índice de flexibilidad laboral	Población ocupada con contrato temporal / Población ocupada con contrato	Cálculos propios con base en los microdatos de la ENE y LA ENOE.
Salario real por hora	Ingreso promedio por hora trabajada de la población ocupada / INCP	Cálculos propios con base en los microdatos de la ENE y la ENOE.
Tasa de ocupación en el sector informal	Población ocupada en el sector informal / Población ocupada total	Cálculos propios con base en los microdatos de la ENE y la ENOE.

Fuente: elaboración propia.

La variable dependiente, definida por la volatilidad del desempleo, se construyó al estimar la desviación estándar de la serie de la TOPD. Para determinar la volatilidad absoluta en un periodo determinado, se calcularon las desviaciones estándar con respecto a la media de la serie para cada trimestre y cada estado.

### 3.2. Modelo de corto plazo

La especificación del modelo de corto plazo que se plantea es la siguiente (ecuación 1):

$$\sigma(u)_{it} = \alpha_1 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 W_{it} + \beta_3 F_{it} + \beta_4 I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde el subíndice  $i = \{1, \dots, 32\}$  hace referencia al estado, el subíndice  $t = \{1, \dots, 75\}$  indica el momento del tiempo;  $\sigma(u)_{it}$  representa la volatilidad del desempleo,  $P_{it}$  la productividad laboral,  $W_{it}$  el salario real por hora,  $F_{it}$  el índice de flexibilidad laboral,  $I_{it}$  la tasa de ocupación en el sector informal, y  $\varepsilon_{it}$  representa el término error. Debido a que se sospecha una relación no lineal entre las variables de estudio, se decidió utilizar logaritmos, a fin de analizar las elasticidades entre la volatilidad del desempleo y cada una de las variables.

Para determinar si el modelo panel será de efectos fijos o aleatorios se utiliza la prueba de Hausman (1978), cuya hipótesis nula señala la no presencia de diferencias sistemáticas entre los estimadores de efectos fijos y aleatorios.

### 3.3. Modelo de largo plazo

Antes de establecer relaciones de largo plazo entre las variables objeto de estudio, se realizan pruebas para determinar el grado de integración de estas. Se emplean cuatro pruebas de raíz unitaria para datos panel, las desarrolladas por Levin, Lin y Chu (2002), Breitung (2000), Im, Pesaran y Shin (2003) y Hadri (2000). Tanto la prueba de Levin-Lin-Chu (2002) como la de Breitung (2001) contrastan la hipótesis nula de que cada serie de tiempo individual contiene una raíz unitaria frente a la alternativa de que cada serie es estacionaria

Por su parte, Im, Pesaran y Shin (2003) desarrollan una prueba que permite un  $p_i$  diferente para cada panel. La hipótesis nula de dicha prueba es que cada serie del panel contiene una raíz unitaria ( $p=1$ ). Mientras que Hadri (2000, p. 150) formuló una prueba basada en el estadístico KPPS (1992), cuya hipótesis nula es que no existen raíces unitarias para cada serie individual  $i$ , en torno a una tendencia determinística.

Para el análisis de largo plazo de la volatilidad del desempleo y las variables explicativas se lleva a cabo un análisis de cointegración de panel basado en las pruebas de cointegración de Kao (1999) y Pedroni (1999). Esto se hizo con el objetivo de asegurar que las relaciones encontradas en el modelo de corto plazo no resulten espurias. Estas pruebas analizan los residuales de la estimación de un modelo básico de efectos fijos con términos independientes en las observaciones de sección cruzada, de manera que si los residuales estimados son estacionarios, el conjunto de variables que integran el panel conforma un vector de cointegración.

La prueba de Kao (1999, pp. 181-189) parte de un modelo estándar de efectos fijos (en logaritmos) que se muestran en la ecuación 2:

$$\sigma(u)_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_0 P_{it} + \beta_1 W_{it} + \beta_2 F_{it} + \beta_3 I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde se asume que la volatilidad del desempleo ( $\sigma(u)_{it}$ ), la productividad laboral ( $P_{it}$ ), el salario real ( $W_{it}$ ), el índice de flexibilidad laboral ( $F_{it}$ ) y la tasa de ocupación en el sector informal ( $I_{it}$ ) son procesos integrados de orden uno para todo  $i$ .

La prueba de Kao (1999) define cuatro estadísticos basados en la prueba para series de tiempo Dickey-Fuller (DF). Además, Kao (1999) propuso una quinta prueba, que incluye diferencias rezagadas en los residuales, con la que obtiene una versión

Dickey-Fuller Aumentada (ADF) de su prueba sobre la existencia de correlación serial. A su vez, la prueba de Kao impone homogeneidad en el coeficiente de la pendiente  $\beta$ , es decir, no se permite que varíe entre los individuos que conforman el panel.

Pedroni (1999) relaja el supuesto de homogeneidad y permite que la pendiente  $\beta$  por cada observación de sección cruzada. Para la prueba de Pedroni (1999, pp. 656-662) se estima la siguiente regresión en panel (en logaritmos) expresada en la ecuación 3:

$$\sigma(u)_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i} P_{it} + \beta_{2i} W_{it} + \beta_{3i} F_{it} + \beta_{4i} I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde se asume que la volatilidad del desempleo ( $\sigma(u)_{it}$ ), la productividad laboral ( $P_{it}$ ), el salario real ( $W_{it}$ ), el índice de flexibilidad laboral ( $F_{it}$ ) y la tasa de ocupación en el sector informal ( $I_{it}$ ) son variables integradas I(1); los parámetros  $\alpha_i$  y  $\delta_i$  son los efectos individuales y tendencias; y  $\varepsilon_{it}$  representa el término error, los cuales serán I(0).

Pedroni (1999) propone siete estadísticos para el análisis de la cointegración en datos panel, los cuales se construyen sobre la hipótesis nula de no cointegración  $H_0: \rho_i = 1$ , para todo  $i$ .

Una vez confirmada la existencia de un vector de cointegración entre las variables del panel, se procedió a obtener los estimadores de dicha relación de cointegración, mediante la metodología para datos panel de mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS) desarrollada en su origen por Phillips y Hansen (1990).

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Volatilidad del desempleo en el corto plazo

La prueba de Hausman confirmó la existencia de diferencias sistemáticas entre los coeficientes obtenidos por el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios, el estimador que mejor se ajustó a los datos fue el de efectos fijos (tabla 2). La primera columna corresponde a la estimación a través del Modelo de Efectos Fijos (MEF) y la segunda a Errores Estándar Robustos (MEFR), que se lleva a cabo para contar con coeficientes robustos ante posibles problemas de autocorrelación y heterocedasticidad.

Tabla 2. Estimación de la ecuación de volatilidad, 2000:2–2018:4

<i>Variable dependiente: volatilidad del desempleo</i>		
<i>Variable independiente</i>	MEF	MEFR
Intercepto	-1,521*** (0,063)	-1,521*** (0,203)
Productividad laboral ( <i>lnP</i> )	-0,162** (0,012)	-0,162* (0,034)
Salario real ( <i>lnW</i> )	0,230*** (0,014)	0,230** (0,066)
Índice de Flexibilidad laboral ( <i>lnF</i> )	0,160*** (0,010)	0,160*** (0,037)
Ocupación en el sector informal ( <i>lnI</i> )	0,452*** (0,029)	0,452*** (0,113)
N	2.400	2.400
R <sup>2</sup>	0,423	0,423
AIC	-3.605,0	-3.607,0
BIC	-3.576,1	-3.583,9

Fuente: elaboración propia.

Notas: Los errores estándar de los coeficientes se muestran entre paréntesis. \*Coeficiente significativo al 10 %; \*\*coeficiente significativo al 5 %; \*\*\*coeficiente significativo al 1 %.

Los resultados indican que la productividad laboral, el salario real, el índice de flexibilidad laboral y la ocupación en el sector informal son significativos para explicar la volatilidad del desempleo en México. A su vez, el estadístico fue significativo al 5 %, lo que indica que todas las variables independientes explican de manera conjunta a la variable dependiente (tabla 2).

La productividad laboral exhibe una relación negativa con una elasticidad promedio de -0,12. Por el contrario, el salario real por hora muestra un impacto positivo con una elasticidad promedio aproximándose a 0,24. Asimismo, el índice de flexibilidad laboral y la tasa de ocupación en el sector informal impactan de forma positiva a la volatilidad del desempleo con una elasticidad promedio de 0,14 y 0,40, respectivamente. Esto indica que la productividad laboral genera una causalidad inversa en la volatilidad del desempleo, lo que sugiere que los choques de productividad tienen un efecto reducido en los niveles de desempleo porque son absorbidos por el salario como lo argumentan Shimer (2005) y Pissarides (2009).

En contraposición, el salario real, la flexibilidad laboral y la ocupación sector informal presentan un impacto mayor para explicar la volatilidad del desempleo.



Este último, al relacionarse con la absorción y expulsión de trabajadores, lo que permite confirmar un canal entre el sector informal y la volatilidad del desempleo como lo establecen Leyva y Urrutia (2018).

En adición se realizaron dos regresiones alternativas para la ecuación 1 para diferentes muestras en presencia de controles temporales para dos contextos económicos distintos, uno de estabilidad (2001:1-2002:4) y otro recesivo (2008:1-2009:4).

En los periodos de estabilidad, la volatilidad del desempleo se asocia de la misma manera que en todo el periodo de análisis, es decir, todas las variables independientes mantienen su signo y significancia. Sin embargo, la situación se modifica en el periodo recesivo, ya que la productividad laboral no resulta significativa. Las elasticidades de los coeficientes de los salarios reales y de la flexibilidad laboral son mayores en épocas de recesión que de estabilidad, por lo que se las estimaciones sugieren que estas variables tienden a aumentar la volatilidad del desempleo. Por último, los resultados para la ocupación en el sector informal confirman el efecto amplificador que este ejerce sobre la volatilidad del desempleo como lo asumen Bosch y Maloney (2007), ya que, en ambas fases del ciclo económico, el empleo informal aumenta, lo que provoca que el flujo de trabajadores desde el sector formal hacia el informal se incremente.

Además, se estimaron otras dos regresiones para diferentes muestras ajustadas con controles espaciales para dos agrupaciones de entidades, una con un grupo de dieciséis estados, donde, según el análisis estadístico descriptivo, mantienen una relación entre volatilidad del desempleo y productividad laboral positiva, mientras que los dieciséis restantes exhiben una relación negativa (véase anexo).

El primer grupo incluye los estados con un desarrollo manufacturero un tanto mayor como son Aguascalientes, Baja California, Coahuila, Chihuahua, Ciudad de México, Durango, Guanajuato, Estado de México, Morelos, Nayarit, Nuevo León, Querétaro, Sonora, Tabasco, Tamaulipas y Veracruz. Para este grupo, se comprueba que la productividad laboral mantiene un efecto positivo en la volatilidad del desempleo con una elasticidad de 0,18 (véase anexo).

Una elasticidad positiva de la volatilidad del desempleo respecto a la productividad laboral sugiere que un incremento en la productividad incentiva a las empresas a contratar más trabajadores, lo que produce una caída del desempleo. Sin embargo, cuando aumenta el margen de contratación, los salarios que deben pagarse a los trabajadores también aumentan. Por el contrario, en respuesta a un choque negativo de la productividad, las empresas despiden trabajadores, lo que lleva a un aumento

del desempleo. A través de este mecanismo, se genera volatilidad en el desempleo a lo largo del tiempo.

Este grupo lo integran estados con elevados niveles de productividad, y presentan un sector manufacturero importante, por lo que la hipótesis de que las fluctuaciones en el desempleo tienden a converger con la productividad laboral. Esto quiere decir que los aumentos de la productividad encarecen el precio del trabajo respecto al precio del capital, lo que incentiva la sustitución de mano de obra de baja productividad por capital e impulsa la creación de empleos de alta productividad.

El segundo grupo está compuesto con los estados de Baja California Sur, Campeche, Chiapas, Colima, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, Michoacán, Oaxaca, Puebla, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sinaloa, Tlaxcala, Yucatán y Zacatecas. Las elasticidades obtenidas para este grupo exhibieron un comportamiento similar al observado en la estimación nacional. De esta manera, se comprobó una relación inversa entre la productividad y la volatilidad del desempleo con una elasticidad de  $-0,16$ . Esto es un indicio de que la volatilidad nacional involucra en concreto a este grupo de estados que se caracterizan por tener un menor desarrollo económico y mayores niveles de empleo informal.

Este escenario respalda la hipótesis de que una caída en los niveles de productividad, ligada a una pérdida de eficiencia del factor trabajo, conlleva a la pérdida de puestos de trabajo considerados de baja productividad, lo que amplifica la volatilidad del desempleo. Por tanto, la mayor volatilidad del desempleo puede estar asociada a la elevada generación de empleo de baja productividad que existe en México (Chiquiar y Ramos, 2009).

#### **4.4. Volatilidad del desempleo en el largo plazo**

En línea con la estimación de la relación de largo plazo entre las variables objeto de estudio, se calcularon las pruebas de raíz unitaria para datos panel de cada una de las cinco variables en logaritmos. Las pruebas arrojaron resultados ambiguos al no rechazar la presencia de estacionariedad en todas las pruebas para todas las variables. Por ello, se estimaron las primeras diferencias para cada una de las variables, lo cual permitió rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad en todas las pruebas para todas las variables. De este modo, se pudo verificar la condición de que todas las variables que componen de manera individual el panel son integradas de orden uno.

Continuando con la estimación de la relación de cointegración, los siete estadísticos de la prueba de Pedroni permitieron rechazar la hipótesis nula a un nivel

de significancia del 1 % para la regresión por medio de un intercepto individual; mientras que seis de los siete estadísticos permitieron rechazarla para la regresión con intercepto y tendencia temporal individual. De la misma manera, los cinco estadísticos de la prueba de Kao corroboran el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración entre las variables del modelo a un nivel de significancia del 1 %. En consecuencia, es posible definir una relación de largo plazo entre la volatilidad del desempleo, la productividad laboral, los salarios reales, el índice de flexibilidad laboral y la ocupación en el sector informal para la economía mexicana.

**Tabla 3. Pruebas de cointegración de panel, 2000:2–2018:4**

<i>Prueba</i>	<i>Intercepto individual</i>	<i>Intercepto y tendencia individual</i>
<i>Cointegración residual de Pedroni</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Estadístico</i>
Panel estadístico v	4,61***	0,86
Panel estadístico MPP	-41,04***	-37,06***
Panel estadístico PP	-63,74***	-71,72***
Panel estadístico ADF	-59,85***	-65,16***
Grupo estadístico MPP	-42,80***	-36,56***
Grupo estadístico PP	-76,78***	-80,36***
Grupo estadístico ADF	-71,85***	-71,83***
<i>Cointegración residual de Kao</i>		
Estadístico DFt	-69,39***	-
Estadístico DFp	-160,00***	-
Estadístico DFt*	-67,84***	-
Estadístico DFp*	-110,00***	-
Estadístico ADF	-40,72***	-

Fuente: elaboración propia.

Notas: no cointegración. \*coeficiente significativo al 10 %; \*\*coeficiente significativo al 5 %; \*\*\*coeficiente significativo al 1 %.

Una vez confirmada la existencia de una combinación lineal de las series en el largo plazo, se procedió a estimar el vector de cointegración. Para evitar los problemas de endogeneidad y autocorrelación que un panel de variables cointegradas puede presentar, se utilizaron FMOLS, con el fin de definir estimadores consistentes. En la tabla 4 se muestran los coeficientes de largo plazo para la ecuación 3. Estos, además de comprobar la dirección y la magnitud de las relaciones entre las variables obtenidas con anterioridad, muestran que la tendencia validada en el corto plazo se mantiene también en el largo plazo. En este caso, se consideran

dos especificaciones: una con tendencia temporal constante y otra con tendencia temporal lineal.

**Tabla 4. Coeficientes de largo plazo, 2000:2–2018:4**

<i>Variable dependiente: volatilidad del desempleo (<math>\ln\sigma(u)</math>)</i>		
<i>Variable independiente</i>	FMOLS	
	<i>Tendencia constante</i>	<i>Tendencia lineal</i>
Intercepto	-1,664*** (0,122)	-1,860*** (0,116)
Productividad laboral (lnP)	-0,093* (0,020)	-0,022* (0,017)
Salario real (lnW)	0,284*** (0,050)	0,283* (0,043)
Índice de Flexibilidad Laboral (lnF)	0,084** (0,035)	0,081*** (0,030)
Ocupación en el sector informal (lnI)	0,277*** (0,122)	0,213*** (0,075)

Fuente: elaboración propia.

Nota: FMOLS = Fully Modified Least Squares.

En el largo plazo, todas las elasticidades varían con levedad a la baja con respecto al corto plazo. Las elasticidades del salario real y la ocupación informal continúan manteniéndose por encima de las elasticidades de largo plazo registradas por la productividad laboral y el índice de flexibilidad laboral. Por ello, los resultados sugieren que los determinantes de la volatilidad del desempleo en el mercado laboral de México podrían ser estructurales en el contexto actual de la economía mexicana, ya que no solo afectan a la volatilidad de la tasa de desempleo en el corto plazo sino también en el largo plazo.

## CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos permitieron corroborar que la volatilidad del desempleo en México responde ante variaciones de la productividad laboral, el salario real, el índice de flexibilidad laboral y la tasa de ocupación en el sector informal. Si bien todas las elasticidades obtenidas exhiben los signos esperados, la magnitud de estas difiere de lo supuesto en el caso de la productividad laboral y la flexibilidad laboral, cuyo impacto es limitado para explicar la volatilidad en la desocupación laboral. Las elasticidades del salario real y la ocupación en el sector informal son más elevadas y

con mayor significancia, situación que sugiere la importancia de estas dos variables en la magnitud de la volatilidad del desempleo.

Los hallazgos sugieren que el mercado laboral está caracterizado por bajos niveles de productividad laboral, acompañados de un mayor grado de flexibilidad laboral y altas tasas de informalidad, los cuales generan una mayor variabilidad en el desempleo. La evidencia empírica encontrada en este trabajo sugiere que el desempleo en México se vuelve más volátil a causa de la elevada rotación del desempleo que genera la creación de empleo temporal informal y de baja productividad en un mercado laboral con rigideces salariales reales. Como consecuencia de dicha rigidez de los salarios, las tasas de reasignación de trabajadores incrementan y el desempleo se vuelve más volátil (Hall, 2005; Obstbaum, 2011; Faccini y Bondibene, 2012).

Por su parte, el efecto de la flexibilidad laboral en la volatilidad del desempleo sugiere que un mayor grado de flexibilidad favorece el ajuste de la mano de obra ante las variaciones de la actividad económica. Esto coincide con otros hallazgos empíricos de la literatura sobre volatilidad del desempleo (Faccini y Bondibene, 2012), al comprobarse que la presencia de contratos temporales constituye un elemento importante que incrementa la volatilidad del desempleo debido a que dichos trabajadores están sujetos a políticas de alta rotación.

El análisis de la volatilidad en el desempleo en los contextos de estabilidad y otro recesivo muestran que todas las variables independientes mantienen su signo, magnitud y significancia en los periodos de estabilidad. No obstante, en épocas de recesión, el impacto de los salarios reales y el índice de flexibilidad laboral es mayor en etapas recesivas, lo que refleja el impacto de la contracción económica.

La estimación con controles espaciales exhibió un impacto positivo para aquellas entidades con elevados niveles de productividad y mayor participación por parte de la industria manufacturera. La volatilidad del desempleo, debido a los aumentos en la productividad laboral, podría derivarse del encarecimiento relativo del precio del trabajo, lo que incrementa la rotación del desempleo. Las elasticidades positivas obtenidas para los salarios reales, la flexibilidad laboral y la ocupación en el sector informal mantienen su signo y significancia de forma independiente de la región y la fase del ciclo económico.

Respecto a la volatilidad del desempleo en el ámbito nacional, se demostró la existencia de una relación de largo plazo entre las variables. Los coeficientes de largo plazo estimados comprobaron la dirección y la magnitud de las relaciones entre las variables, lo que lleva concluir que la tendencia en el corto plazo se mantiene también en el largo plazo.

La presente investigación exhibe hallazgos sobre la fuente de las fluctuaciones en el desempleo en México para el análisis de factores que afectan las variaciones más allá de la oferta y demanda laboral. Se destaca la importancia de la informalidad y la flexibilidad laboral como determinantes estructurales del comportamiento de la volatilidad de la tasa de desocupación en México.

## REFERENCIAS

- Banxico. (2018). *Medidas alternativas de la subutilización del factor trabajo*. México: Banxico. <https://anterior.banxico.org.mx/publicaciones-y-discursos/publicaciones/informes-periodicos/trimestral-inflacion/>
- Bosch, M. y Maloney, W. (2007). *Gross worker flows in the presence of informal labor markets: Evidence from Mexico, 1987-2002*. IZA Discussion Paper (2864). Institute of Labor Economics (IZA). <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3883>
- Breitung, J. (2001). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. En *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (161-177). [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-)
- Chiquiar, D. y Ramos, M. (2009). *Competitividad y Crecimiento de la Economía Mexicana*. Banco de México, Documentos de Investigación (2009-11). <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/documentos-de-investigacion-del-banco-de-mexico/%7BB4F9B982-91A7-F119-6E61-1B6D6D50A31F%7D.pdf> doi: 10.36095/banxico/di.2009.11
- Cunningham, W. y Salvagno, J. B. (2011). *Youth employment transitions in Latin America. Policy Research working paper* (5521). World Bank. <http://hdl.handle.net/10986/3294>
- Faccini, R. y Bondibene, C. R. (2012). Labour market institutions and unemployment volatility: evidence from OECD countries. *Bank of England Working Papers*, 461. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2137592>
- Faccini, R. y Rendahl, P. (2016). Unemployment Insurance and Unemployment Volatility. *Meeting Papers*, 910. [https://economicdynamics.org/meetpapers/2016/paper\\_910.pdf](https://economicdynamics.org/meetpapers/2016/paper_910.pdf)
- Flores, M., Zey, M., Caamal, C., y Hoque, N. (2012). Nafta, Industrial concentration, employment volatility, wages, and internal and international Mexican migration: 1990–2009. *Opportunities and Challenges for Applied Demography in the 21st Century* (155-172). [https://doi.org/10.1007/978-94-007-2297-2\\_9](https://doi.org/10.1007/978-94-007-2297-2_9).
- Góngora, P. (2010). *Determinantes de la volatilidad en el producto: evidencia empírica*. Vniversitas Económica; Pontificia Universidad Javeriana. <http://hdl.handle.net/10554/9578>
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, 3(1), 148-161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Hall, R. E. (2005). Employment fluctuations with equilibrium wage stickiness. *American Economic Review*, 95(1), 50-65. <https://doi.org/10.1257/0002828053828482>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>

- Heckman, J. y Pagés, C. (2000). The cost of job security regulation: Evidence from Latin American labor markets. *Economía*, 1(1), 109-154. <https://doi.org/10.3386/w7773>
- Hernández-Licona, G. (1997). Oferta laboral familiar y desempleo en México: los efectos de la pobreza. *El trimestre económico*, 64(256) 531-568. <https://www.jstor.org/stable/20856952>
- Im, K., Pesaran, M. y Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Economics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Inegi (s.f.) *Glosario Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)*. <https://www.inegi.org.mx/app/glosario/default.html?p= ENOE15>
- Inegi (2019). *Microdatos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)*. <https://www.inegi.org.mx/programas/ ENOE/15ymas/#Microdatos>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Levin, A., Lin, C. F. y Chu, C. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Leyva, G. y Urrutia, C. (2018). Informalidad, Regulación Laboral y el Ciclo Económico. *Banco de México. Working Papers*, 19. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2018.19>
- López, J. A. y Mendoza, J. E. (2017). Salarios, desempleo y productividad laboral en la industria manufacturera mexicana. *Ensayos. Revista de economía*, 36(2), 185-228. <https://doi.org/10.29105/ensayos36.2-4>
- Loría, E. y Ramírez, J. (2009). Determinantes del crecimiento del producto y del desempleo en México, 1985.1-2008.4. *EconoQuantum*, 5(1), 79-101. Doi: 10.18381/eq.v5i1.91.
- Mendoza, E. (2017). Labor flexibility and regional unemployment in Mexico: a panel cointegration analysis. *Economía, Sociedad y Territorio*, 17(53), 35-62. <https://doi.org/10.22136/est000689>
- Nickell, S. Y Layard, R. (1999). Labor market institutions and economic performance. *Handbook of labor economics*, 3(1), 3,029-3,084. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30037-7](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30037-7)
- Obstbaum, M. (2011). The Finnish unemployment volatility puzzle. *Ministry of Finance. Discussion Papers*, 1. <http://eprints.lse.ac.uk/3785/>
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 653-670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Phillips, P. y Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium unemployment theory*. Mit Press.
- Pissarides. (2009). The unemployment volatility puzzle: Is wage stickiness the answer? *Econometrica*, 77(5), 1339-1369. <https://doi.org/10.3982/ECTA7562>
- Reyes, M. (2011). *Los salarios en México*. Friederich Ebert Stiftung.

Ros, J. (2005). El desempleo en América Latina desde 1990. CEPAL Serie Estudios y Perspectivas, (29). Recuperado de: <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/4949>.

Salas, C. (2003). Trayectorias laborales entre el empleo, el desempleo y las microunidades en México. *Papeles de población*, 9(38), 121-157. <http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v9n38/v9n38a5.pdf>

Shimer, R. (2005). The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies. *The American Economic Review*, 95(1), 25-49. <https://doi.org/10.3386/w9536>



## ANEXO

Tabla A1. Estimación de la ecuación de volatilidad con controles temporales

Variable independiente	Variable dependiente: volatilidad del desempleo			
	Recesión		Estabilidad	
	2001:1-2002:4	2008:1-2009:4	2004:1-2006:4	2010:1-2012:4
Intercepto	-1,858*** (0,108)	-1,607*** (0,054)	-1,435*** (0,0698)	-1,692*** (0,039)
Productividad laboral ( <i>lnP</i> )	-0,052 (0,018)	-0,057 (0,008)	-0,082* (0,011)	-0,011* (0,006)
Salario real ( <i>lnW</i> )	0,238*** (0,055)	0,202*** (0,025)	0,173*** (0,035)	0,168*** (0,016)
Índice de Flexibilidad laboral ( <i>lnF</i> )	0,064* (0,025)	0,074* (0,020)	0,058*** (0,019)	0,045*** (0,014)
Ocupación en el sector informal ( <i>lnI</i> )	0,264** (0,101)	0,215*** (0,039)	0,344*** (0,052)	0,151*** (0,024)
N	384	256	384	384
R <sup>2</sup>	0,517	0,532	0,661	0,608
AIC	-714,0	-461,4	-507,9	-843,8
BIC	-694,2	-443,7	-493,7	-824,1

Fuente: elaboración propia.

Notas: Los errores estándar de los coeficientes se muestran entre paréntesis. \*Coeficiente significativo al 10 %; \*\*coeficiente significativo al 5 %; \*\*\*coeficiente significativo al 1 %.

Tabla A2. Estimación de la ecuación de volatilidad con controles espaciales

<i>Variable dependiente: volatilidad del desempleo</i>		
<i>Variable independiente</i>	<i>Grupo 1</i>	<i>Grupo 2</i>
Intercepto	-1,458*** (0,128)	-1,053' (0,412)
Productividad laboral ( <i>lnP</i> )	0,182** (0,022)	-0,159** (0,086)
Salario real ( <i>lnW</i> )	0,104** (0,059)	0,353** (0,093)
Índice de Flexibilidad laboral ( <i>lnF</i> )	0,155*** (0,021)	0,186*** (0,038)
Ocupación en el sector informal ( <i>lnI</i> )	0,572*** (0,067)	0,265*** (0,092)
N	1,200	1,200
R <sup>2</sup>	0,493	0,475
AIC	-2178,7	-1628,9
BIC	-2158,3	-1608,5

Fuente: elaboración propia.

Notas: Los errores estándar de los coeficientes se muestran entre paréntesis. \*Coeficiente significativo al 10 %; \*\*coeficiente significativo al 5 %; \*\*\*coeficiente significativo al 1 %.

Grupo 1: Aguascalientes, Baja California, Coahuila, Chihuahua, Ciudad de México, Durango, Guanajuato, Estado de México, Morelos, Nayarit, Nuevo León, Querétaro, Sonora, Tabasco, Tamaulipas y Veracruz.

Grupo 2: Baja California Sur, Campeche, Chiapas, Colima, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, Michoacán, Oaxaca, Puebla, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sinaloa, Tlaxcala, Yucatán y Zacatecas.