

Comovimiento y concordancia cíclica del empleo en los estados mexicanos

Marcelo Delajara*

Fecha de recepción: 10 de junio de 2010; fecha de aceptación: 5 de diciembre de 2012.

Resumen: Estimamos el comovimiento y la concordancia cíclica del empleo formal en las entidades federativas mexicanas. Como medida del empleo formal utilizamos el número de trabajadores con contrato permanente asegurados en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) en cada entidad federativa entre julio de 1997 y diciembre de 2011. Encontramos que los estados mexicanos son muy heterogéneos en relación con el grado de asociación entre las fluctuaciones del empleo estatal y las del empleo nacional. Sólo en 12 de los 32 estados, situados en la frontera norte, el centro oeste y el centro del país, encontramos que: las fluctuaciones del empleo están altamente correlacionadas entre ellas y con las del empleo nacional; la fuente de dichas fluctuaciones parece ser la misma que la del empleo nacional, y el grado de concordancia entre los ciclos del empleo estatal y nacional es alta (aunque sólo en cuatro de estos estados el número estimado de fases recesivas fue similar al encontrado para el empleo nacional). Al contrario, en los estados donde el comovimiento entre el empleo estatal y el nacional es bajo, como en los del centro-oeste, sur y sureste, la fuente principal de las fluctuaciones del empleo parece estar asociada a factores específicos estatales o regionales. En estos estados el empleo en general no exhibe ciclos del tipo clásico, o si presentan ciclos estos tienen un grado de concordancia muy bajo con el ciclo del empleo nacional.

Palabras clave: empleo, ciclos, comovimiento, estados, regiones, México.

Co-movement and Cyclical Synchronization of Employment across Mexican States

Abstract: We estimate the degree of comovement and cyclical synchronization of formal employment across Mexican states. As a measure of formal employment we use the number of workers with permanent contracts registered at the Instituto

*Marcelo Delajara, delajaraj@banxico.org.mx, investigador económico, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México. México, D.F. El autor agradece a Miguel A. Mascaraña Lara y a Federico Hernández Álvarez por su excelente colaboración durante las diferentes etapas de la investigación; también a Carlo Alcaraz, Arturo Antón, Daniel Chiquiar, Alberto Torres, Jorge Herrera, dos referees anónimos y a los asistentes al seminario de investigación del Banco de México por sus comentarios y sugerencias. Los resultados reportados en este artículo, así como las eventuales limitaciones de los mismos, son responsabilidad del autor y no comprometen a las personas mencionadas ni al Banco de México

Mexicano del Seguro Social (IMSS) in each state between July 1997 and December 2011. We find that Mexican states are highly heterogeneous with respect to the degree of association between the fluctuations of state and national employment levels. Fluctuations in state employment are highly cross-correlated only among 12 of the 32 states, and the sources of these fluctuations seem to be the shocks to national employment. Cyclical synchronization across states' employment levels and between state and national employment levels is high among these states, although only in four of them the number of contractions estimated equaled that of national employment; these 12 states are located in the northern border with the United States, in the western-central and the central regions of the country. On the contrary, in states where the degree of co-movement between state and national employment is low—as it is the case in northwest-central, southern, and east-southern states, the source of state employment fluctuations seems to be mainly associated with regional or state factors—. Among this latter group of states employment does not exhibit cycles of the classical type, or if they do exhibit such cycles the degree of cyclical synchronization with national employment is very low.

Keywords: employment, cycles, co-movement, states, regions, Mexico.

Clasificación JEL: E32, R11, R23.

Introducción

La recesión que afectó la economía mexicana durante 2008-2009 no comenzó al mismo tiempo en todas las entidades federativas, ni tampoco tuvo el mismo efecto destructivo sobre el empleo formal en todas ellas. Mientras que en los estados del norte el número de trabajadores permanentes asegurados en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) se redujo fuertemente a partir del último trimestre de 2007, en los estados del sur del país el crecimiento del empleo formal no se detuvo en ningún momento. Los estados de las regiones centrales del país también sufrieron pérdidas de empleo aunque a una tasa menor, lo cual los ubicó en una situación intermedia entre la significativa respuesta del norte y la insensibilidad del sur (Banco de México, 2011).¹

Esta respuesta geográficamente diferenciada del empleo formal a un shock adverso pareciera revelar una gran heterogeneidad en el tipo de fluctuaciones que caracterizan la dinámica del empleo en las entidades federativas. Mientras que en algunos estados las fluctuaciones del empleo parecerían estar más sincronizadas con las del empleo nacional, en otros estados estas fluctuaciones serían inexistentes o asincrónicas. La literatura señala que, debido a las diferencias regionales en el grado de concen-

¹ Véase también Erquizio Espinal (2010), donde se analiza la recesión 2008-2009 desde un punto de vista regional.

tración geográfica de la actividad económica, el tipo de especialización productiva y el grado de integración a los mercados internacionales, típicamente esperamos observar heterogeneidad en el tipo de fluctuaciones cíclicas que caracterizan al empleo en las distintas regiones o estados de un país (Blanchard y Katz, 1992).

Este artículo tiene el objetivo de caracterizar las fluctuaciones del empleo en México mediante un análisis del comovimiento y de la concordancia cíclica del empleo en las entidades federativas, así como entre éste y el empleo nacional. Como medida del empleo formal utilizamos el número de trabajadores con contrato permanente asegurados en el IMSS en cada entidad federativa entre julio de 1997 y diciembre de 2011. Como se discute más adelante, los conceptos *concordancia cíclica* y *comovimiento* están asociados estrechamente con las medidas que se utilizan en este trabajo para estimar el grado en que las fluctuaciones del empleo en dos economías distintas (estatal y nacional, o las economías de dos estados) están relacionadas entre sí. Cabe adelantar aquí que se hablará de concordancia cíclica cuando las fases de expansión y recesión del ciclo del empleo tiendan a ser coincidentes en el tiempo, mientras que se hablará de comovimiento cuando las variaciones anuales del empleo tiendan a ser coincidentes en dirección y magnitud en un periodo dado.² Por su parte, el concepto de *ciclo* utilizado en este trabajo se refiere al *ciclo clásico*: la alternancia de fases de recesión y expansión de la actividad económica, tal como lo definieron y estimaron Burns y Mitchell (1946) o Bry y Boschan (1971).³

En México son escasos los estudios sobre las fluctuaciones cíclicas del empleo estatal.⁴ El antecedente más cercano es el trabajo de Cuevas *et al.* (2003),

² Es importante insistir en la asociación estrecha entre la definición del concepto y la medida elegida en este trabajo para representarla, ya que, advertimos, estas pueden o no coincidir con las utilizadas por otros autores; cuando se utiliza la definición de un autor en particular, ello se menciona explícitamente en el texto.

³ Así, la definición alternativa de “ciclo” como “ciclo de crecimiento”, asociada a veces con Hodrick y Prescott (1997), no es la que se utiliza en este artículo para analizar la *concordancia cíclica* del empleo en las entidades federativas. Cabe mencionar, sin embargo, que algunos investigadores económicos podrían considerar que el análisis del *comovimiento* basado en la correlación de las variaciones anuales del logaritmo del empleo puede ubicarse en el enfoque de los ciclos de crecimiento; la razón es que este enfoque se basa en la correlación entre desviaciones de distintas variables respecto a su tendencia, y dicha desviación se puede aproximar diferenciando el logaritmo.

⁴ Ello contrasta con el mayor conocimiento que se tiene de este tema para otras economías de la OCDE. Para la realización de este trabajo se consultaron los estudios de Decressin y Fatás (1995), Fatás (1997), Croux, Forni y Reichlin (2001) y Marelli (2002) para el caso europeo; Blanchard y Katz (1992), Christiano y Fitzgerald (1998), Clark (1998), Rissman (1999), Kouparitsas (2002), Carlino y DeFina (2004) y Carvalho y Harvey (2005) para EUA Hall y McDermott (2004) para Nueva Zelanda; y Norman y Walker (2004) para Australia. La mayoría de estos

quienes con información mensual sobre el número de trabajadores asegurados en el IMSS para el período 1990-2001 encontraron que la variación anual del empleo *regional* en México presenta correlaciones altas con las del empleo nacional, con excepción de la región sur. La región sur presenta asimismo correlaciones muy bajas con las otras regiones mexicanas. Encontraron también que las regiones mexicanas son más sensibles a las perturbaciones nacionales que las regiones en Canadá y Estados Unidos. Los autores concluyen que aunque la sensibilidad del empleo regional a la evolución de la economía mexicana es alta, aún existe un alto grado de segmentación en lo que respecta al comportamiento regional de los mercados laborales en México.

En el estudio que aquí se presenta se busca superar las principales limitaciones del trabajo de Cuevas *et al.* (2003), que son las siguientes. Primero, el análisis se refiere a datos del empleo hasta 2001, y por lo tanto no tiene en cuenta los desarrollos de los últimos años. Segundo (y más importante), el IMSS ha revisado y ajustado sustancialmente todas sus series del número de asegurados por entidad federativa; ahora contamos con series mensuales confiables del número de asegurados por entidad federativa desde julio de 1997 al presente. Tercero, los autores realizan su análisis a nivel regional y no a nivel estatal, por lo que la agrupación de estados en regiones es arbitraria. Cuarto, los autores no cuantifican la proporción de la variabilidad del empleo que se asocia con los choques agregados al empleo nacional y la que se atribuye a choques específicos (estatales o regionales). Finalmente, Cuevas *et al.* (2003) no analizan los ciclos del empleo a nivel estatal, y por lo tanto no presentan estimaciones del grado de concordancia cíclica entre el empleo de cada estado y el nacional.⁵

Cabe señalar que se han realizado estudios sobre la sincronización de las fluctuaciones económicas a nivel subnacional en México con base en datos del PIB estatal, producción manufacturera o índices coincidentes.⁶

estudios encuentran que el grado de comovimiento del empleo regional es alto; adicionalmente en el caso de Europa se encontró que, en general, el comovimiento es mayor entre países que entre regiones, con excepción de las regiones pertenecientes a un mismo país.

⁵ Es importante recordar que el análisis a nivel regional de la sincronización de las economías mexicana y estadounidense es sólo una parte del análisis realizado por Cuevas *et al.* (2003), y por lo tanto el objetivo de su trabajo no era un análisis detallado del comovimiento del empleo estatal y nacional en México, como lo es el nuestro.

⁶ Del Negro (2001), Ponce Rodríguez (2001), Mejía y Campos (2011) y Erquizio (2010) buscan principalmente identificar la fuente de las fluctuaciones de la producción en las entidades federativas (para lo cual recurren en ocasiones a la exploración de la vinculación de las economías de los estados mexicanos con la economía estadounidense) y, en general, concluyen que si bien las fluctuaciones económicas en los estados están fuertemente correlacionadas entre sí (lo que indicaría que la fuente principal de las fluctuaciones son los choques agregados a la economía mexicana),

Las conclusiones a las que se llega en dicha literatura sobre el comovimiento de la producción en las entidades federativas en general no son fácilmente trasladables al empleo (Cooper y Haltiwanger, 1990, discuten las diferencias entre el comovimiento de la producción y del empleo sectoriales en Estados Unidos). Por su mayor similitud con los objetivos y métodos del presente trabajo, es importante mencionar la contribución de Mejía-Reyes (2007), que estima el grado de sincronización cíclica (del tipo clásico) de la producción manufacturera en 17 estados mexicanos y a nivel nacional en el periodo 1993-2006. Para medir la sincronización de los ciclos, Mejía-Reyes primero determina las fechas de expansión y recesión de la producción manufacturera; segundo, construye series binarias para indicar la duración de las fases del ciclo; y, tercero, calcula la correlación entre los ciclos estatales, y entre el ciclo estatal y el nacional, utilizando el coeficiente corregido de contingencia de Pearson. Este procedimiento es similar al utilizado por los autores del presente trabajo para estimar la concordancia cíclica del empleo estatal, si bien los algoritmos utilizados son distintos (aunque en ambos casos se basan en la caracterización del ciclo económico realizada por Burns y Mitchell, 1946). Más adelante, en la sección III, se comparan cualitativamente los resultados que obtuvo Mejía-Reyes (2007) para la sincronización cíclica de la producción manufacturera por entidad federativa con los que aquí se obtienen para el caso del empleo formal.

El resto de la literatura sobre México se enfoca en el estudio de las propiedades del ciclo económico en un estado particular y en su comparación con las del ciclo nacional (Mejía-Reyes y Mejía-Reyes, 2007), o del ciclo de un grupo de estados con características similares, como en Erquizio Espinal (2007), donde se presentan algunas propiedades básicas del ciclo económico en los estados con alta participación del sector manufacturero en la producción estatal.

El análisis desagregado por entidad federativa de las fluctuaciones del empleo, con base en las medidas de comovimiento y concordancia cíclica con el empleo nacional que aquí se presentan, es esencial para comprender fenómenos económicos de mayor complejidad y que tienen relevancia para el diseño y la evaluación de la política macroeconómica. Entre estos destacan: 1) la identificación de la fuente de las fluctuaciones económicas (externa o interna, nacional/agregada o regional/específica, etc.), lo que permite entender mejor el funcionamiento de la economía a nivel nacional

también se destacan asimetrías entre las economías estatales (lo que revelaría la presencia de factores estatales específicos detrás de las fluctuaciones de la producción). Sin embargo, los estudios mencionados cubren periodos de tiempo distintos y utilizan diversas medidas de actividad económica, por lo que no son fácilmente comparables, ni entre ellos, ni con el presente trabajo.

y regional y elevar la efectividad de las políticas monetaria y fiscal; 2) la caracterización del ciclo del empleo con relación al ciclo económico y la variación geográfica de esta relación, lo que posibilita un mejor diagnóstico de la marcha de la actividad económica, así como afinar los pronósticos sobre ésta; 3) el análisis del grado de integración de los mercados laborales regionales así como la flexibilidad de estos, y las implicaciones que ello tiene para la dinámica de los salarios y de la migración a nivel nacional, lo que lleva a lograr una mayor comprensión de las rigideces que afectan la dinámica de los precios; y 4) la definición de regiones económicas con base en un comportamiento dinámico común, lo que facilita el estudio de los efectos regionales de las políticas macroeconómicas.

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección I se presentan los datos del empleo estatal en México y se destacan algunas características básicas de la muestra; en la sección II se presentan las medidas de comovimiento y concordancia cíclica que se utilizaron en este estudio; en la sección III se discuten los principales resultados del análisis realizado; por último, la sección IV concluye con algunas consideraciones finales.

I. Datos

Analizamos la evolución mensual del empleo formal en los estados mexicanos desde julio de 1997 hasta diciembre de 2011 (Secretaría del Trabajo y Previsión Social, 2011). La serie de empleo formal corresponde al número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS, y se desestacionalizó mediante X12-ARIMA.⁷ Esta serie, que fue recientemente corregida y

⁷ Se decidió no incluir en el presente estudio a los trabajadores eventuales, ya que en un análisis preliminar encontramos que la serie de trabajadores eventuales tiene un comportamiento cíclico muy diferente al de la serie de asegurados permanentes; asimismo, encontramos que las diferencias en el comportamiento de los asegurados eventuales varía entre los estados más que el comportamiento de los asegurados permanentes. Los trabajadores eventuales representan 9.9 por ciento del total de trabajadores asegurados en el IMSS (cifra correspondiente al cuarto trimestre de 2004). Por otro lado, es importante advertir que el comportamiento cíclico del logaritmo del empleo formal no necesariamente refleja el comportamiento cíclico de toda la fuerza laboral (que también incluye el empleo informal). Si bien lo anterior constituye una limitación de los datos utilizados en el presente estudio, no invalida los resultados del mismo respecto del comportamiento del empleo formal, que es la variable que sirve tradicionalmente como guía para el seguimiento del ciclo económico en México. La Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) reporta el empleo formal e informal por entidad federativa; sin embargo, esos datos no pudieron utilizarse aquí debido a que su frecuencia es trimestral y el período de cobertura de la encuesta es muy corto (la información está disponible desde 2000). Según la ENOE del cuarto trimestre de 2004, el empleo formal representa en promedio el 71.3 por ciento de la fuerza laboral total, siendo esta cifra mayor en los estados del norte y menor en los del

ajustada por el IMSS, es la considerada actualmente por esa institución como la mejor medida del empleo formal a nivel de entidad federativa.⁸

La variación anual promedio del empleo formal difirió sustancialmente entre los estados durante el período bajo estudio. El empleo nacional creció a una tasa promedio anualizada de 2.17 por ciento, aunque la desviación estándar del crecimiento fue asimismo alta (2.60%). Durante el período en cuestión, la variación anual promedio más baja del empleo formal se observó en Tlaxcala, con 0.05 por ciento (desviación estándar de 5.91%); mientras que la variación anual promedio más alta se observó en Chiapas, con 5.11 por ciento (desviación estándar de 3.19%). El resto de los estados se ubica en este rango. Dieciocho estados exhibieron un crecimiento del empleo mayor que el promedio nacional, mientras que 14 muestran un crecimiento menor (cuadro 1).

En general se observa que la variabilidad del crecimiento del empleo es menor cuanto mayor es la tasa de crecimiento. Aquellos estados que han tenido un crecimiento promedio del empleo mayor al del empleo nacional presentan un coeficiente de variación del crecimiento del empleo más bajo, mientras que los estados con tasa de crecimiento promedio menor que el del empleo total nacional en general presentan coeficientes de variación más altos (cuadro 1).⁹

Como consecuencia de las diferencias observadas entre las tasas de crecimiento del empleo, los dieciocho estados con crecimiento del empleo mayor al promedio han aumentado su participación en el empleo formal nacional. Una manera de analizar estos cambios es computando la tasa de crecimiento *relativa acumulada* del empleo estatal, esto es, el diferencial en las tasas de crecimiento entre el empleo estatal y el nacional acumuladas durante el periodo.¹⁰

sur del país. En la sección IV se presentan algunas estimaciones que parecen indicar que la omisión del empleo informal no afectó los resultados del presente estudio.

⁸ Las series anteriores, como las utilizadas por Cuevas *et al.* (2003), reportaban el empleo formal por delegación del IMSS. Dado que muchas delegaciones tienen jurisdicción sobre más de un estado o sobre zonas geográficas pertenecientes a distintos estados, los datos anteriores no reflejaban correctamente la distribución y la dinámica del empleo formal por entidad federativa.

⁹ El coeficiente de variación puede calcularse en todos los casos, ya que todos los estados presentan tasas de crecimiento promedio del empleo positivas. Sin embargo, en aquellos estados con tasas de crecimiento promedio cercanas a cero (i.e. Durango, Chihuahua y Tlaxcala) es mejor caracterizar la variabilidad en el crecimiento mediante el uso de la desviación estándar.

¹⁰ Sea $N_{i,t}$ el nivel de empleo en el estado i en el mes t , y \bar{N}_t el empleo total nacional para el mismo periodo. Definamos la variación anual en por ciento del empleo en el estado i en el mes t como $\Delta N_{i,t} = (\ln N_{i,t} - \ln N_{i,t-12}) \times 100$; de manera equivalente se puede definir la tasa de crecimiento del empleo nacional. Luego, la tasa de crecimiento relativa del empleo es $\Delta n_{i,t} = \Delta N_{i,t} - \Delta \bar{N}_t$. Finalmente, definimos la tasa de crecimiento relativa acumulada como $\sum_{h=1}^t [\Delta n_{i,h} / 12]$ (Blanchard y Katz, 1992).

Cuadro 1. Número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS, por entidad federativa, julio 1997-diciembre 2011* (variación anual en por ciento de datos mensuales desestacionalizados)

<i>Entidad</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Coeficiente de variación</i>	<i>Crec. Ac. Relativo**</i>
Chiapas	5.11	4.34	3.19	20.29	0.74	0.62	38.14
Quintana Roo	4.70	5.17	4.56	11.84	-7.02	0.97	32.25
Campeche	4.61	4.15	2.94	13.65	-1.58	0.64	31.79
Querétaro	4.06	4.36	3.59	10.53	-5.61	0.88	24.45
Baja California Sur	4.00	5.82	5.13	11.61	-9.36	1.28	22.80
Tabasco	3.99	4.08	2.75	11.12	-2.80	0.69	23.89
Colima	3.72	4.03	2.00	8.95	-0.73	0.54	20.48
Zacatecas	3.23	2.77	2.36	8.59	-0.97	0.73	14.09
Guanajuato	3.22	3.24	2.52	8.50	-2.41	0.78	13.84
Michoacán	3.19	3.29	1.45	6.48	0.04	0.45	13.73
San Luis Potosí	3.00	3.03	2.26	6.66	-4.14	0.75	11.04
Yucatán	2.94	2.06	2.97	9.51	-1.46	1.01	10.09
Nuevo León	2.93	4.13	3.16	7.83	-5.79	1.08	9.89
Jalisco	2.67	2.97	2.27	6.42	-2.74	0.85	6.77
Nayarit	2.57	3.39	3.57	13.48	-6.93	1.39	4.99
Sinaloa	2.56	2.66	1.40	5.62	-1.13	0.55	5.54
Aguascalientes	2.53	2.31	3.96	10.39	-6.32	1.57	4.16
Sonora	2.36	3.87	4.21	9.37	-7.78	1.78	1.83
Nacional	2.17	2.99	2.60	6.40	-4.45	1.20	-
Veracruz	2.11	2.18	1.03	4.42	-0.52	0.49	-0.33

Cuadro 1. Número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS, por entidad federativa, julio 1997-diciembre 2011* (variación anual en por ciento de datos mensuales desestacionalizados) (continuación)

<i>Entidad</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Cofi- ciente de variación</i>	<i>Crec. Ac. Rela- tivo**</i>
Oaxaca	2.11	2.13	1.20	4.87	-0.43	0.57	-0.41
Estado de México	1.99	2.25	3.06	8.38	-5.04	1.53	-2.49
Tamaulipas	1.99	2.49	4.19	9.66	-9.64	2.11	-3.09
Coahuila	1.89	2.16	4.78	9.89	-11.16	2.52	-4.70
Baja California	1.82	2.76	4.97	9.69	-10.21	2.73	-5.75
Morelos	1.73	1.84	1.75	5.24	-1.92	1.01	-5.55
Hidalgo	1.68	1.87	3.73	10.09	-6.02	2.22	-6.89
Puebla	1.59	1.57	3.58	9.90	-6.53	2.25	-8.02
Guerrero	1.57	1.51	2.02	5.47	-5.55	1.29	-7.71
Distrito Federal	1.26	1.30	2.29	4.61	-5.47	1.82	-12.00
Durango	0.91	1.81	3.84	6.72	-11.51	4.21	-17.26
Chihuahua	0.52	1.90	5.71	8.36	-13.93	11.00	-23.76
Tlaxcala	0.05	-0.39	5.91	15.35	-11.69	125.51	-30.18

Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *Las entidades están ordenadas por la media de la variación anual del empleo. **El crecimiento acumulado relativo se refiere al porcentaje de aumento o disminución del empleo en el estado relativo al observado en el empleo nacional durante todo el periodo de análisis.

Así, la acumulación de empleo formal en Chiapas, Quintana Roo y Campeche entre julio de 1997 y diciembre de 2011 superó la observada a nivel nacional en más del 30 por ciento (cuadro 1). En Tabasco, Querétaro, Colima y Baja California Sur la cifra se situó entre 20 y 25 por ciento. También destacan Yucatán, Michoacán, Guanajuato, San Luis Potosí y Zacatecas, que acumularon entre 10 y 15 por ciento más empleo formal que lo observado a nivel nacional. Por el contrario, en el Distrito Federal, Durango,

Chihuahua y Tlaxcala la acumulación de empleo formal fue menor que la observada a nivel nacional en 12.0, 17.3, 23.8 y 30.2 por ciento respectivamente, entre julio de 1997 y diciembre de 2011 (cuadro 1).

Estas diferencias en la tendencia del empleo por estado determinan el contexto de variación de largo plazo del empleo estatal. En las secciones que siguen nos concentramos en el análisis de las fluctuaciones de corto y mediano plazo del empleo, con el interés particular de establecer las pautas de comovimiento y concordancia cíclica entre el empleo estatal y el nacional, y entre el empleo de los distintos estados.

II. Métodos

En este artículo definimos el comovimiento del empleo como la coincidencia en dirección y magnitud de las variaciones anuales del empleo en dos economías en un periodo determinado, y definimos la concordancia cíclica como la coincidencia de las fases de expansión y recesión del ciclo del empleo en esas dos economías (donde el ciclo es el “ciclo clásico” definido por Burns y Mitchell, 1946). Así, para estimar el grado de comovimiento del empleo se recurre a la correlación simple entre las variaciones anuales de las series mensuales del empleo de las economías. Por su parte, la concordancia cíclica del empleo se mide con el así llamado coeficiente de correlación cíclica: el grado de correlación entre las fases cíclicas de dos economías, propuesto por Harding y Pagan (2006).¹¹

II.1. Comovimiento: correlación y regresión de las variaciones anuales del empleo

Es natural comenzar el análisis del comovimiento estableciendo si al menos existe una relación lineal entre la variación anual del empleo de los distintos estados, de la misma manera en que lo hicieron Blanchard y Katz (1992), Decressin y Fatás (1995), Fatás (1997) y Marelli (2002), entre otros. Se puede hablar de comovimiento del empleo entre dos economías cualesquiera (i.e. entre las de dos estados o entre la de un estado y la del país) si entre las tasas de crecimiento del empleo existe una correlación positiva significativa, es decir, si la variación del empleo en un estado se mueve sistemáticamente en la misma dirección que lo hace la del otro es-

¹¹ En la sección II.4 se presentan y discuten brevemente algunos métodos alternativos a los utilizados en este trabajo.

tado. A mayor correlación entre las tasas de crecimiento, mayor será el comovimiento de los niveles de empleo.¹²

El análisis de regresión lineal clásico de la variación anual del empleo estatal en la del empleo nacional permite, en una segunda instancia, formalizar el estudio del comovimiento basado en las correlaciones.¹³ La pendiente de la línea de regresión mide la sensibilidad de la variación del empleo estatal respecto de la nacional, y el coeficiente de determinación es un indicador de la medida en que las fluctuaciones del empleo en cada estado responden a perturbaciones comunes a todos ellos: cuanto más cercano a cero sea dicho coeficiente, mayor será el grado en que las fluctuaciones del empleo se deban a perturbaciones específicas de la economía del estado (Blanchard y Katz, 1992).¹⁴

Como parte del análisis se someten a prueba los supuestos de independencia (no autocorrelación), homoscedasticidad y normalidad del error de la regresión.¹⁵ También se realizan diagnósticos sobre la consistencia de los coeficientes.¹⁶ Dado que la inconsistencia es más probable cuando las

¹² Para medir la correlación utilizamos el coeficiente de Pearson. Si continuamos con la notación introducida en la nota de pie 10 tenemos que, si $COV(\Delta N_i, \Delta N_j)$ es la covarianza entre las variaciones anuales del empleo en las economías i y j , y $\sigma(\Delta N)$ es la desviación estándar de la variación anual del empleo, $r_{i,j} = COV(\Delta N_i, \Delta N_j) [\sigma(\Delta N_i) \sigma(\Delta N_j)]^{-1}$ es el coeficiente de correlación de Pearson, donde $-1 \leq r_{i,j} \leq 1$. El signo del coeficiente nos indica si la relación lineal entre ΔN_i y ΔN_j es directa o inversa, mientras que la fuerza de la relación viene dada por su valor absoluto. La ausencia de comovimiento (al menos del tipo lineal) se da cuando $r_{i,j}$ no es significativamente distinto de cero; según Wackerly *et al.* (1996), esto ocurre cuando el estadístico $z = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{(1 + r_{i,j})}{(1 - r_{i,j})} \right] (\sqrt{n - 3})^{-1}$ es menor que cierto valor crítico. En nuestro caso los valores críticos son 1.64, 1.96 y 2.58 para niveles de significación del 10, 5 y 1 por ciento respectivamente.

¹³ Se propone estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la relación $\Delta N_{it} = \alpha_i + \beta_i \overline{\Delta N}_t + \varepsilon_{it}$, bajo los supuestos clásicos (ε_{it} tiene una distribución normal con media cero y varianza constante, y no presenta autocorrelación serial). El vínculo con el análisis simple de correlación se debe a que la pendiente de la ecuación de regresión es proporcional al coeficiente de correlación entre variables; asimismo, el coeficiente de determinación o bondad de ajuste de la regresión es una transformación monótona del coeficiente de correlación. Por último, la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional es en este modelo $\beta_i + \alpha_i (\overline{\Delta N})^{-1}$.

¹⁴ El origen de los choques al empleo regional se puede determinar luego mediante algunos de los métodos alternativos discutidos en la sección II.4.

¹⁵ Para probar la hipótesis nula de independencia estimaremos los estadísticos de Durbin-Watson y el estadístico $Q(p)$ de Ljung y Box, basado en las primeras p autocorrelaciones. Para la prueba de homoscedasticidad se utilizará el estadístico de White, y el de Jarque-Bera para la prueba de normalidad de los errores.

¹⁶ Si la covarianza entre ΔN_t y ε_{it} es significativamente distinta de cero, los coeficientes estimados son inconsistentes (es decir, divergen en probabilidad de su verdadero valor). En el caso que nos ocupa, la preocupación por la inconsistencia de la estimación surge de la posibilidad de que choques a la variación del empleo en algún estado afecten la variación del empleo a nivel nacional.

variaciones del empleo estatal causan *à la Granger* las variaciones del empleo nacional, se procedió de la siguiente manera: primero, se realizaron pruebas de causalidad *à la Granger* entre las variaciones del empleo nacional y las del empleo estatal para cada una de las 32 entidades federativas; segundo, en aquellos casos en que no se rechazó la causalidad inversa (esto es, de las variaciones del empleo estatal al empleo nacional) o que no se rechazó una causalidad en los dos sentidos, se reestimó la regresión utilizando el método de los momentos generalizado (MMG). El MMG impone una covarianza igual a cero entre las variaciones del empleo nacional y el error; la estimación se realiza utilizando variables instrumentales, y los instrumentos son válidos cuando no se rechaza la hipótesis de que el modelo está sobreidentificado.¹⁷ Por último, si bien con MMG es posible estimar coeficientes con mejores propiedades estadísticas que los obtenidos por MCO, siempre cabe la posibilidad de que el modelo padezca de un error de especificación por omisión de variables.

II.2. Concordancia: correlación cíclica entre los ciclos del empleo estatal

El grado de sincronización que presentan las fluctuaciones del empleo en los estados del país puede medirse con el *índice de concordancia cíclica*, propuesto por Harding y Pagan (1999, 2002), que cuantifica la fracción de tiempo durante el cual los niveles de empleo en dos economías estatales se encontraron simultáneamente en expansión. Para el cálculo de dicho índice es indispensable primero fechar los ciclos del empleo en los estados y en el país (i.e. determinar los periodos en que las economías estuvieron en recesión; algo que se discute con más detalle más adelante), y computar a partir de dicho fechado series de tiempo binarias que toman el valor de 1 y 0, según la economía se encuentre en una fase de expansión o recesión.¹⁸

¹⁷ Para una discusión técnica de las pruebas estadísticas mencionadas en esta sección, véase Greene (1993) o cualquier otro texto de econometría intermedia. Cabe señalar aquí que los autores que recurrieron al análisis de regresión simple para estimar el grado de comovimiento del empleo, por ejemplo Blanchard y Katz (1992), Decressin y Fatás (1995) y Marelli (2002) entre otros, en general no verificaron que se cumplieran los supuestos clásicos sobre el error de la regresión (o bien la verificación no se reporta en los artículos que publicaron).

¹⁸ Sea S_{it} una variable aleatoria binaria que toma el valor de 1 si el empleo en el estado i se encuentra en una fase de expansión en el mes t , y 0 si se encuentra en recesión en ese mes. Luego, el grado de concordancia cíclica del empleo entre los estados i y j observada durante T periodos es el análogo muestral de $Pr(S_{it} = S_{jt})$, y puede medirse con el índice $I_{ij} = T^{-1} \left[\sum_{t=1}^T (S_{it} \cdot S_{jt}) + \sum_{t=1}^T (1 - S_{it})(1 - S_{jt}) \right]$, donde $0 \leq I_{ij} \leq 1$ (véase Harding y Pagan, 1999, 2002).

Sin embargo, el índice de concordancia cíclica tiene dos limitaciones importantes. La primera es que puede indicar una alta sincronización cíclica entre dos economías aun cuando éstas no presenten ciclos en el empleo.¹⁹ La segunda limitación está relacionada con la dificultad para establecer los valores críticos que permitan determinar si la concordancia estimada es estadísticamente significativa. En un artículo posterior de 2006, Harding y Pagan muestran que existe una medida muy relacionada con el índice de concordancia cíclica que no sufre de estas limitaciones; se trata del *coeficiente de correlación cíclica*, el cual se calcula como la correlación simple entre las series binarias antes mencionadas.²⁰

Por ello, en este trabajo se adopta como medida de la concordancia entre los ciclos de empleo estatal y nacional el coeficiente de correlación cíclica. La ventaja del coeficiente de correlación cíclica sobre el índice de concordancia cíclica se aprecia en el siguiente ejemplo: durante el periodo bajo estudio, el empleo estuvo en expansión el 71 por ciento del tiempo en Chihuahua y el 92 por ciento del tiempo en Zacatecas, por lo que el índice de concordancia cíclica entre los niveles de empleo de ambos estados es igual a 0.75; sin embargo, y como se muestra en la próxima sección, el coeficiente de correlación cíclica entre ambas series de empleo es sólo 0.32 (p -value < 0.1), cifra que parece capturar con mayor precisión la baja concordancia entre los ciclos del empleo de ambos estados. Por último, es importante mencionar que el cálculo del coeficiente de correlación cíclica y su significancia estadística se basa en pruebas bivariadas (entre los ciclos de empleo en dos estados cualesquiera, o entre los ciclos de empleo estatal y nacional); ello tiene su justificación en la naturaleza del problema planteado, que consiste en verificar si la relación entre las fluctuaciones del empleo en cualquier par de economías es significativa.

¹⁹ Por ejemplo, dos estados en donde el empleo crezca de manera secular y nunca se observen fases recesivas mantendrán entre sí un índice de concordancia cíclica igual a 1. De la misma manera, si en sólo uno de los estados se observan fases recesivas, el índice de concordancia cíclica arrojará un valor relativamente alto, dado que la mayor parte del tiempo el empleo está en expansión.

²⁰ Sea ρ_{ij} el coeficiente de correlación cíclica. Al seguir con la notación introducida en la nota de pie 18, ρ_{ij} satisface $E \left[\frac{S_{it}-\mu_i}{\sigma_i} \frac{S_{jt}-\mu_j}{\sigma_j} - \rho_{ij} \right] = 0$, donde μ es la media y σ la desviación estándar de S , y puede calcularse (junto con el estadístico t asociado) por el método de los momentos generalizado (MMG) en *E-Views*. La hipótesis nula es que $\rho_{ij} = 0$; los ciclos no están fuertemente sincronizados (corresponde a la prueba SNS, *strongly non-synchronized cycles*, de Harding y Pagan, 2006).

II.3. Estimación de los ciclos “clásicos” del empleo estatal

Para determinar las fases de expansión y recesión de las series de empleo estatal desarrollamos, implementamos y validamos una versión en *Matlab* del conocido algoritmo de Bry y Boschan (1971) para fechar los ciclos “clásicos” en series económicas mensuales. Nuestro código de *Matlab* es una versión mejorada y ampliada del utilizado por Mönch y Uhlig (2005) para determinar el ciclo económico en las economías europea y estadounidense. El algoritmo de Bry y Boschan (1971) identifica de manera automática las fechas de comienzo y fin de expansiones y recesiones (puntos de giro) en series de tiempo económicas con frecuencia mensual. El algoritmo está basado en la definición clásica de Burns y Mitchell (1946), de acuerdo a la cual el ciclo económico es una secuencia recurrente, aunque no necesariamente periódica, de expansiones y contracciones en el nivel de actividad económica.²¹ La correcta operación del código se validó en series de

²¹ El algoritmo, que se aplica a series de tiempo univariadas previamente desestacionalizadas, determina los puntos de giro en cinco pasos. El paso I consiste en la identificación y reemplazo de valores extremos; estos surgen de la comparación entre la serie observada y la serie filtrada por una media móvil de 15 meses de Spencer. Los pasos II-IV consisten en la identificación y posterior refinamiento de los puntos de giro en una secuencia de tres series filtradas por métodos distintos: por una media móvil de 12 meses, por un filtro de Spencer, y finalmente por una media móvil de tres a seis meses (meses de dominancia cíclica), es decir, en tres series que dejan pasar cada vez fluctuaciones de mayor frecuencia. En cada paso, la identificación de los puntos de giro se realiza en dos etapas: en la primera, los puntos de giro tentativos se identifican como los valores de la serie filtrada que alcanzan un mínimo (valle) o máximo (picos) local, con relación a los cinco valores anteriores y posteriores de la serie; en la segunda etapa se imponen restricciones sobre la alternancia de picos y valles y sobre la duración de las fases. En el paso V y último los puntos de giro se ubican en la serie original no filtrada, aunque corregida, de los valores extremos. Para la descripción y justificación detalladas del algoritmo véase el texto original de Bry y Boschan (1971). Proietti (2005) discute algunas de las modificaciones que se han propuesto recientemente para este algoritmo; esencialmente estas permiten reducir el número de pasos y el tiempo de cómputo mediante una mayor precisión inicial en el filtrado, sin alterar significativamente el resultado final. El algoritmo en *Matlab* de Mönch y Uhlig (2005) presenta algunas diferencias respecto al original de Bry y Boschan; las principales son: 1) omisión del paso I; 2) definición distinta de los filtros de medias móviles; y 3) introducción de un criterio de amplitud de fase para la selección de puntos de giro. Por lo anterior, realizamos las siguientes modificaciones al código de Mönch y Uhlig: a) se agregó el paso I que había sido omitido; b) se modificó el código para permitir la ejecución tanto de los filtros de medias móviles propuestos por Bry y Boschan como los utilizados por Mönch y Uhlig; c) se permite, de manera opcional, incluir el criterio de amplitud de fase entre los criterios de selección de los puntos de giro; y d) se fragmentó el código de Mönch y Uhlig, que había sido programado como una sola función, y se definieron las interfaces de entrada al y salida del sistema; ello permitió, por un lado, ingresar los datos al sistema a través de un archivo de Excel, y, por otro, estimar, validar y graficar los resultados obtenidos en cada uno de los pasos del algoritmo de manera independiente.

tiempo históricas de la economía de los Estados Unidos, cuyos puntos de giro están bien establecidos en la literatura. Mejía-Reyes (2007), en su estudio sobre la sincronización de los ciclos de la producción manufacturera por entidad federativa, fechó las fases de expansión y recesión utilizando una variante del algoritmo de Bry y Boschan (1971) desarrollada por Artis *et al.* (1997).

II.4. Métodos alternativos

Existe una variedad de métodos alternativos disponibles en la literatura económica, tanto para fechar las fases del ciclo económico como para estudiar el comovimiento entre series de tiempo. Antes de pasar a la discusión de los resultados, es conveniente mencionar aquí brevemente sus principales características.

En lo que respecta al fechado de los ciclos, adoptamos aquí el método basado en el algoritmo de Bry y Boschan (1971) porque ha sido aplicado con éxito en numerosas ocasiones a economías diferentes a lo largo de los años, y porque los métodos de filtrado moderno en general no producen resultados significativamente distintos (véase, por ejemplo, la discusión en Proietti, 2005). En cambio, el método de identificación de los ciclos basado en el algoritmo de Hodrick y Prescott (1997), en general, se considera que arroja una buena caracterización de los ciclos económicos, principalmente para el caso de la economía estadounidense.

Existe, en cambio, una mayor variedad de métodos alternativos para el estudio del comovimiento de las series de tiempo. En primer lugar, es importante mencionar la literatura sobre métodos paramétricos. La base de la misma son los desarrollos de Engle y Granger (1987) y Stock y Watson (1988), que buscaron modelar el comovimiento de largo plazo de las series macroeconómicas a partir de la noción de cointegración y de la estimación de tendencias comunes, y de Engle y Kozicki (1993), que estudiaron el comovimiento cíclico a partir de la noción de “propiedades comunes” (*common features*). Posteriormente, Vahid y Engle (1993) integraron ambas vertientes con el objetivo de probar la existencia de ciclos comunes en series de tiempo cointegradas. Estos métodos han sido criticados recientemente por presentar algunas debilidades; entre otras, se señaló que la cointegración, los ciclos comunes o las propiedades comunes no implican, ni tampoco son implicados, por la presencia de una correlación alta entre las variaciones del empleo; también se señaló la inconveniencia de que estos métodos no puedan utilizarse para medir el *grado* de comovimiento, y por

lo tanto realizar comparaciones, entre economías distintas (Croux, Forni y Reichlin, 2001; Carlino y DeFina, 2004).

Otros autores, como por ejemplo Rissman (1999), Kouparitsas (2002) y Norman y Walker (2004), han utilizado métodos no-paramétricos, en particular el método de componentes no observados, para estimar un ciclo común en las series de empleo regional. En contraste con el enfoque paramétrico, en este caso el método permite medir el grado de comovimiento entre una región y las demás, como la variabilidad de la tasa de crecimiento del empleo explicada por el ciclo común. Por otro lado, Harding y Pagan (2006) también recurrieron a métodos no-paramétricos para estimar el ciclo común de un grupo de series regionales; el método consiste en la determinación de un ciclo de referencia para el conjunto de las series a partir del consenso de sus puntos de giro.

Carvalho y Harvey (2005) proponen un tercer método, donde la medición del comovimiento regional se realiza independientemente de la existencia de un ciclo común, ya que, razonan los autores, el comovimiento también puede estar causado por la propagación de choques entre las regiones. Existen, asimismo, otros métodos que no requieren de la determinación previa de un ciclo común para determinar el grado de comovimiento: por un lado, Christiano y Fitzgerald (1998) estiman el comovimiento utilizando el método de la coherencia cuadrática (esto es, el R^2 de la regresión del componente cíclico del empleo de un sector o región en el componente cíclico del empleo total); por otro, Croux, Forni y Reichlin (2001) y Carlino y DeFina (2004) estiman el comovimiento con un índice de cohesión, que mide la correlación dinámica entre los componentes cíclicos de las series de empleo.

El enfoque seguido en este trabajo es afín al utilizado en los últimos tres artículos mencionados, donde el análisis del comovimiento se basa en medidas sencillas de interpretar y que permiten la comparación del grado de comovimiento entre pares de economías distintos. Los métodos de cálculo del comovimiento basados en la estimación de un ciclo común se apoyan en modelos multivariados que, en general, se aplicaron al contexto regional, en el que el número de economías que se estudia es reducido. Así, eventualmente, los resultados presentados en este trabajo podrían utilizarse para definir una regionalización de México que hiciera factible el análisis del comovimiento regional con métodos más rigurosos, paramétricos o no-paramétricos, de análisis de series de tiempo.

III. Resultados

III.1. Comovimiento: correlación de las variaciones del empleo estatal y nacional

La correlación simple entre las variaciones anuales del empleo estatal y nacional revela una gran heterogeneidad en el grado de comovimiento en los estados del país. Los coeficientes de correlación toman desde valores negativos, como en Campeche, a valores cercanos a 1 (Jalisco y Nuevo León), pasando por el cero, como en Nayarit y Oaxaca (cuadro 2).

En doce entidades la correlación es alta (≥ 0.85); este grupo incluye Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas en la frontera norte, Aguascalientes, Jalisco, Guanajuato y Querétaro en el centro oeste, y el Distrito Federal y el Estado de México en el centro del país. En cuatro entidades la correlación es baja (<0.6); este grupo incluye Zacatecas en el centro norte y Veracruz, Tabasco y Chiapas en el sur. En dos entidades la correlación no es significativamente distinta de cero: Nayarit en el centro oeste y Oaxaca en el sur. Las variaciones del empleo formal en Campeche (sureste del país) presentan una correlación negativa aunque baja (-0.21) con las variaciones del empleo agregado. El resto de las entidades presenta correlaciones medias ($0.60 - 0.85$) entre las variaciones anuales del empleo estatal y el nacional. En el segmento superior de este rango medio se ubican estados del centro del país como Puebla, Tlaxcala, Hidalgo y Morelos, y del centro norte, como San Luis Potosí, mientras que en el segmento inferior del rango se encuentran estados de la costa del Pacífico como Sinaloa, Colima, Michoacán y Guerrero; asimismo, Yucatán y Quintana Roo están incluidos en este grupo de correlaciones medias. Los resultados se resumen en el mapa 1.²²

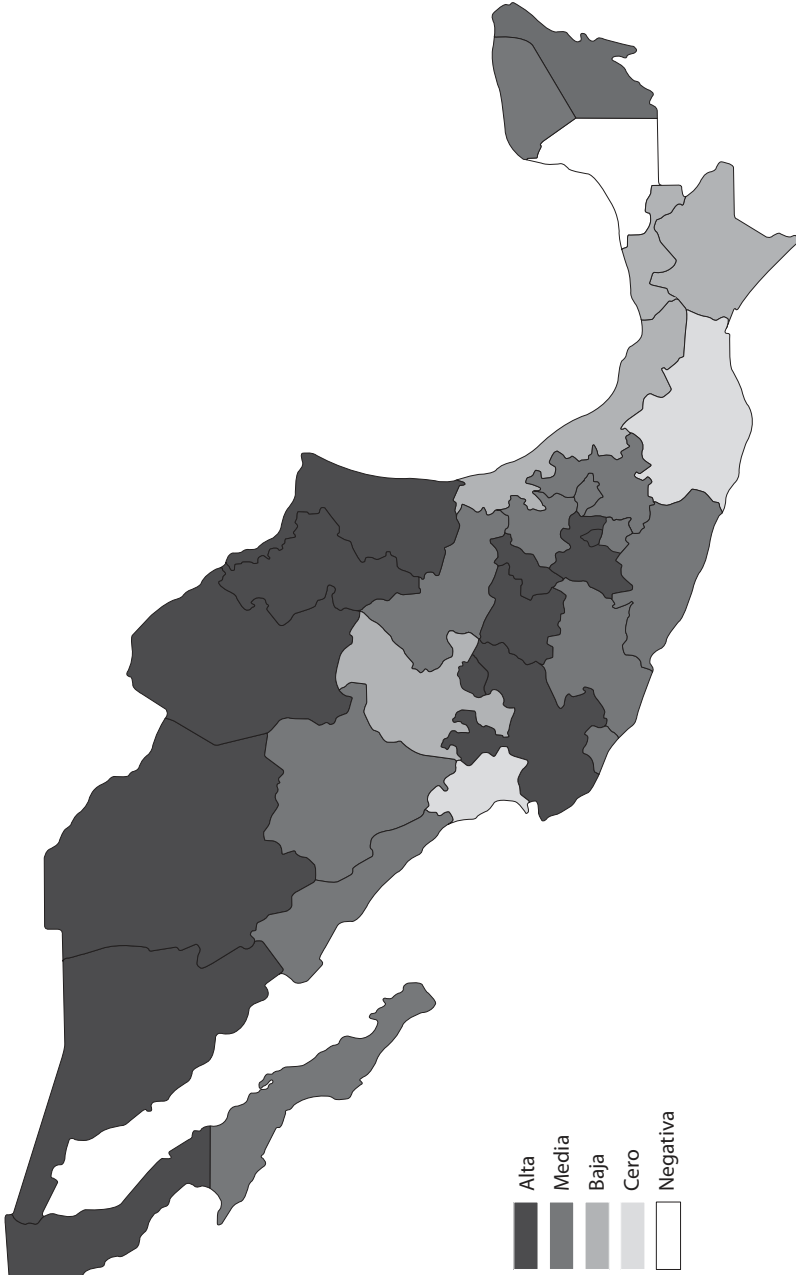
La heterogeneidad en el comovimiento es menor cuando analizamos la correlación de la variación del empleo *entre* los estados; esta es alta solamente entre aquellos estados donde la variación del empleo estatal está altamente correlacionada con la variación del empleo nacional. Los estados más importantes son Jalisco y Nuevo León, en los que la variación anual del empleo formal está altamente correlacionada con las variaciones del empleo en, respectivamente, nueve y diez estados del grupo de alta

²² La clasificación de las correlaciones en altas (≥ 0.85), medias ($0.6 - 0.85$) y bajas (<0.6) es *ad hoc* y se adopta con el único fin de facilitar la discusión de los resultados.

Nay	-0.08*	0.08*	0.25	0.09*	-0.40	0.15*	0.04*	0.07*	0.29	0.05*	0.04*	-0.11*	0.05*	-0.21	0.07*	-0.18*	0.22	1															
NL	0.86	0.86	0.71	-0.23	0.42	0.86	0.90	0.61	0.86	0.66	0.87	0.87	0.61	0.82	0.94	0.64	0.83	0.11*	1														
Oax	-0.01*	-0.12*	0.16*	0.39	-0.17*	-0.14*	-0.19*	0.02*	0.09*	-0.14*	0.16*	-0.01*	0.16*	-0.12*	-0.04*	0.14*	-0.17*	-0.01*	-0.08*	1													
Pue	0.82	0.72	0.34	-0.50	0.55	0.74	0.78	0.27	0.50	0.77	0.67	0.79	0.39	0.80	0.77	0.50	0.55	-0.16*	0.74	-0.01*	1												
Qro	0.79	0.82	0.51	-0.13*	0.36	0.83	0.94	0.58	0.76	0.65	0.86	0.89	0.46	0.82	0.87	0.53	0.86	0.09*	0.91	-0.11*	0.74	1											
Q.Roo	0.68	0.65	0.76	0.02*	0.31	0.54	0.42	0.49	0.57	0.35	0.54	0.46	0.64	0.40	0.67	0.47	0.37	-0.01*	0.55	0.13*	0.47	0.42	1										
S.L.P.	0.68	0.77	0.67	0.07*	0.14*	0.75	0.75	0.56	0.81	0.49	0.77	0.70	0.52	0.48	0.74	0.48	0.69	0.24	0.82	0.15*	0.47	0.79	0.47	1									
Sin	0.55	0.39	0.70	0.03*	0.09*	0.44	0.49	0.47	0.66	0.33	0.72	0.57	0.54	0.57	0.65	0.58	0.50	0.21	0.71	0.26	0.39	0.55	0.40	0.60	1								
Son	0.78	0.90	0.62	-0.24	0.25	0.90	0.83	0.55	0.77	0.75	0.75	0.54	0.59	0.85	0.46	0.74	0.34	0.84	-0.07*	0.67	0.85	0.50	0.80	0.51	1								
Tab	0.17*	0.23	0.29	0.25	-0.20*	0.13*	0.05*	0.21	0.35	0.11*	0.30	0.11*	0.40	-0.03*	0.22	0.37	0.19*	0.34	0.22	0.26	-0.02*	0.19*	0.14*	0.40	0.29	0.43	1						
Tams	0.88	0.94	0.74	-0.20*	0.48	0.91	0.83	0.65	0.73	0.65	0.75	0.83	0.62	0.72	0.89	0.61	0.65	-0.09*	0.89	-0.08*	0.70	0.80	0.70	0.78	0.56	0.82	0.22	1					
Tlx	0.81	0.75	0.40	-0.15*	0.42	0.70	0.75	0.48	0.48	0.64	0.69	0.81	0.46	0.68	0.71	0.59	0.48	-0.22	0.70	0.21	0.78	0.71	0.53	0.66	0.40	0.67	0.23	0.81	1				
Ver	0.42	0.38	0.50	0.14*	0.01*	0.39	0.32	0.35	0.73	0.15*	0.54	0.40	0.54	0.31	0.52	0.48	0.61	0.42	0.56	0.12*	0.22	0.47	0.20*	0.60	0.49	0.53	0.50	0.36	0.21	1			
Yuc	0.77	0.70	0.40	-0.15*	0.62	0.64	0.63	0.46	0.39	0.48	0.64	0.77	0.52	0.78	0.73	0.63	0.46	-0.41	0.65	0.09*	0.78	0.63	0.60	0.39	0.35	0.51	0.07*	0.78	0.81	0.10*	1		
Zac	0.58	0.37	0.33	-0.13*	0.33	0.38	0.50	0.34	0.36	0.44	0.62	0.59	0.45	0.72	0.57	0.65	0.37	-0.17*	0.58	0.22	0.63	0.54	0.31	0.30	0.68	0.41	0.27	0.51	0.61	0.19*	0.68	1	
Nal	0.90	0.92	0.73	-0.21	0.42	0.91	0.90	0.63	0.87	0.71	0.88	0.88	0.63	0.79	0.97	0.64	0.82	0.11*	0.97	-0.02*	0.78	0.92	0.63	0.83	0.64	0.91	0.27	0.93	0.77	0.55	0.70	0.56	1

Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *El coeficiente no es estadísticamente distinto de cero (valor-p > 0.01).

Mapa 1. Estados mexicanos por grado de correlación entre la variación anual del empleo estatal y la del empleo nacional, julio 1997-diciembre 2011



Fuente: Cuadro 2.

correlación. Le siguen en importancia Baja California, Chihuahua, Guanajuato y Querétaro, donde las variaciones del empleo están altamente correlacionadas con las de seis de los 12 estados del grupo. En tercer lugar figuran Coahuila y Tamaulipas, y en cuarto Aguascalientes, el Estado de México y Sonora, que presentan correlaciones altas con, respectivamente, cinco y cuatro de los 12 estados del grupo de alta correlación. Por último, las variaciones anuales del empleo del Distrito Federal sólo están altamente correlacionadas con las de Nuevo León (cuadro 2).

Los estados donde la variación del empleo presenta una correlación media, baja o cero con el empleo nacional en general no presentan correlaciones altas entre ellos o con los estados vecinos. Por ejemplo, la correlación entre la variación anual del empleo en Veracruz y la misma medida en los estados vecinos de Oaxaca y Chiapas no es significativamente distinta de cero; con Puebla, Hidalgo, Tamaulipas y Tabasco es baja, y con San Luís Potosí es media (cuadro 2). Asimismo, las variaciones anuales del empleo formal en Oaxaca o en Nayarit no están correlacionadas con las de la mayoría de los estados del país; en particular, no están correlacionadas con las variaciones del empleo en sus estados vecinos (aunque los cambios del empleo en Nayarit exhiben una correlación baja con los de Sinaloa; cuadro 2).

El análisis realizado destaca la importancia del grupo de estados donde la variación anual del empleo presenta una alta correlación con la misma variable a nivel nacional, ya que es el único grupo en el cual los estados presentan correlaciones altas de esta variable entre ellos. Esto es un indicio de que el comovimiento del empleo a nivel nacional (medido por la correlación de las tasas de crecimiento) involucra fundamentalmente a este grupo de estados.²³

²³ La importancia de este grupo de estados en el comovimiento del empleo estatal en México, en general no está explicada por la proporción del empleo nacional formal que representan. Aunque tomados en su conjunto estos estados suman el 70 por ciento del empleo formal nacional en el año 2011, los estados más importantes en términos de pautas de correlación *no* son los que contribuyen con más empleo formal al total nacional. Por ejemplo, el Distrito Federal contribuye en promedio con el 18.3 por ciento del empleo permanente formal total, pero la correlación entre el crecimiento del empleo en el Distrito Federal y en el país es 0.87, una de las más bajas dentro del grupo de correlaciones altas; asimismo, como se mencionó, la variación del empleo en el Distrito Federal sólo mantiene una correlación alta con la de Nuevo León. En cambio, en los estados de Aguascalientes, Querétaro y Tamaulipas, que cuentan con 1.5, 2.2 y 3.7 por ciento del empleo nacional, el grado de correlación entre la variación del empleo estatal y el nacional es más alta que la observada en el Distrito Federal.

III.2. Comovimiento: regresión de las variaciones del empleo estatal y nacional

El coeficiente de determinación en la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la variación anual del empleo estatal en la del empleo nacional tiene un valor promedio de 0.84 en los doce estados de alta correlación entre las variaciones anuales del empleo estatal y el nacional. El valor promedio del coeficiente de determinación es 0.53 y 0.21 en los grupos de estados con correlaciones medias y bajas respectivamente, mientras que en los cuatro estados con correlaciones cercanas a cero o negativas el R^2 promedia 0.02 (cuadro 3, panel 1). Así, en los estados con alto grado de correlación sólo el 16 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo se debería a factores específicos del estado; esta cifra sube a 47 y 79 por ciento en los estados con correlaciones medias y bajas respectivamente.

El coeficiente de determinación promedio para todos los estados es de 0.55; menor que el valor de 0.66 encontrado para los Estados Unidos (Blanchard y Katz, 1992). Esto indica que la proporción de la variabilidad del crecimiento del empleo que se debe a factores específicos de los estados es mayor en México que en los Estados Unidos, donde el comovimiento del empleo estatal sería mayor.

Los valores del estadístico de Durbin-Watson indican la presencia de autocorrelación en los errores de las regresiones por MCO reportadas en el cuadro 3, panel 1. Dado que la significancia estadística de los valores estimados para la ordenada al origen y la pendiente de la regresión (los coeficientes α y β respectivamente, de acuerdo a la notación introducida en la sección anterior) son sensibles a la presencia de autocorrelación, estas se reportan para el caso donde se asume que el error sigue un proceso AR(1). Los resultados se presentan en el panel 2 del cuadro 3.

La ordenada al origen en la ecuación de regresión captura los efectos fijos en la variación anual del empleo estatal. En 13 estados α es positiva; en 15 estados α no es significativamente distinta de cero, por lo que el empleo varía sólo si lo hace el empleo nacional; finalmente, en cuatro estados α es negativa, lo que indica una tendencia decreciente del nivel de empleo formal en esos estados (valor- $p < 0.1$, véase el cuadro 3, panel 2).

La pendiente de la regresión captura la sensibilidad de las variaciones del empleo estatal ante variaciones en el empleo nacional (y es igual a la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional cuando $\alpha = 0$; véase la nota de pie 13). En 10 estados $\beta > 1$; la mayoría de ellos pertenece al grupo de alta correlación con el empleo nacional, como se esperaba. En seis estados,

Sinaloa	0.42	0.14	0.31	7.03	64.87	0.93	22.63	1.71	0.21	0.50	0.45	0.00	0.73	0.99	0.60	0.92	8.95
Michoacán	0.41	0.15	2.67	7.47	35.63	0.92	67.44	2.19	0.27	0.40	0.01	0.01	0.00	2.19	6.50	30.35	0.18
Colima	0.40	0.23	2.43	0.32	0.93	0.92	67.44	2.19	20.67	0.99	4.12	1.66	2.16	2.48	0.27	0.93	8.32
Quintana Roo	0.40	0.12	5.03	3.90	29.01	0.87	17.88	1.65	0.02	0.38	0.13	0.08	0.02	5.31	3.83	34.89	0.22
Guerrero	0.40	0.24	2.57	0.50	0.89	0.87	17.88	1.65	19.22	0.68	6.09	2.52	2.38	2.97	0.43	0.91	5.57
Zacatecas	0.31	0.08	4.64	4.19	23.31	0.93	0.03	1.78	0.04	0.51	0.05	0.01	0.01	4.03	3.65	24.26	0.47
Veracruz	0.30	0.30	1.32	1.04	0.94	0.93	0.03	1.78	6.07	3.89	915.03	2.27	1.59	1.02	0.86	0.95	0.95
Chiapas	0.18	0.36	0.74	4.45	33.74	0.86	18.94	2.01	0.81	0.02	0.00	0.01	0.10	0.62	2.93	13.15	0.92
Tabasco	0.07	0.10	0.53	0.54	0.83	0.86	18.94	2.01	21.57	1.52	1.67	1.69	1.23	2.11	0.22	0.91	12.66
Campeche	0.04	0.16	1.35	5.09	20.70	0.95	2.43	1.76	0.02	0.22	0.43	0.08	0.27	5.49	3.14	19.75	0.05
			1.38	0.83	0.97	0.95	2.43	1.76	17.08	0.95	14.15	2.90	3.69	1.02	0.86	0.95	0.95
			1.01	7.45	46.39	0.81	129.01	2.34	0.07	0.39	0.00	0.00	0.00	0.62	2.93	13.15	0.92
			1.66	0.25	0.84	0.81	129.01	2.34	11.12	8.02	342.82	2.77	1.89	2.11	0.22	0.91	12.66
			6.54	3.75	19.39	0.91	11.66	1.37	0.35	0.00	0.00	0.00	0.04	5.49	3.14	19.75	0.05
			3.73	0.58	0.82	0.73	4.12	2.23	12.05	23.57	10,011.53	0.74	1.26	3.83	0.20	0.91	4.22
			4.65	2.81	18.04	0.91	11.66	1.37	0.28	0.00	0.00	0.71	0.25	5.20	1.35	10.48	0.65
			3.50	0.43	0.95	0.91	11.66	1.37	42.03	4.17	0.47	1.56	0.80	3.12	0.47	0.93	5.27
			2.80	2.61	36.55	0.85	35.52	2.05	0.00	0.02	0.79	0.11	0.65	2.74	2.10	30.77	0.51
			5.36	-0.21	0.91	0.85	35.52	2.05	5.53	0.12	64.71	1.27	1.50	5.06	-0.06	0.89	8.07
			5.49	-1.04	27.22	0.85	35.52	2.05	0.85	0.89	0.00	0.24	0.13	5.52	-0.27	27.35	0.23

Cuadro 3. Regresión de la variación anual del empleo estatal en la del empleo nacional, julio 1997-diciembre 2011 (continuación)

Entidad	(2)										(3)							
	R ²	DW	α	β	ρ	R ²	Wald	DW	Q(11)	White	J-B	(a)	(b)	Granger	α	β	ρ	J
Nayarit	0.01	0.32	1.72	0.42	0.84	0.71	4.17	2.45	16.41	5.45	7,512.31	1.98	1.34					
Oaxaca	0.00	0.33	1.52	1.49	19.61	0.70	84.87	1.91	0.09	0.01	0.00	0.03	0.20					
130 observaciones			5.51	0.66	17.58				0.01	0.86	0.02	0.19	0.07					

Fuente: Estimación del autor con base en datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social; datos mensuales desestacionalizados. *Notas:* En (1) se reporta el R^2 y el estadístico Durbin-Watson (DW) de la regresión $\Delta N_{it} = \alpha_t + \beta_t \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$, con $t = 1, \dots, 161$, estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La hipótesis nula de la prueba de Durbin-Watson es que ε_{it} no está autocorrelacionado en t ; esta no se rechaza si el estadístico DW es menor que 1.68 (valor- $p < 0.05$).

En (2) se reportan los resultados de la regresión $\Delta N_{it} = \alpha_t + \beta_t \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$, con $\varepsilon_{it} = \rho_t \varepsilon_{it-1} + v_{it}$, $t = 1, \dots, 161$, estimada por MCO. En cursiva, debajo de cada coeficiente, se incluye el estadístico t , cuyos valores críticos son 1.66, 1.98 y 2.61 al 10, 5 y 1 por ciento respectivamente. La hipótesis nula de la prueba de Wald es que $\beta = 1$; los valores críticos asociados son 2.75, 3.92 y 6.84 al 10, 5 y 1 por ciento respectivamente. Q(11) es el valor del estadístico de Ljung-Box bajo la hipótesis nula de no autocorrelación del error para los primeros 11 rezagos de ε_{it} . Las hipótesis nulas de las pruebas de Jarque-Bera (J-B) y White son que el error de la regresión tiene una distribución normal y varianzas constante (homoscedasticidad) respectivamente. Debajo de los estadísticos Q(11), White y J-B mencionados se muestra el valor- p correspondiente a cada uno de ellos. Granger (a) y (b) son los estadísticos de la prueba de causalidad de Granger. En (a) se reporta el estadístico correspondiente a la hipótesis nula de que $\Delta \bar{N}_t$ no causa a ΔN_{it} en el sentido de Granger, mientras que en (b) se reporta el estadístico correspondiente a la hipótesis nula de que ΔN_{it} no causa a $\Delta \bar{N}_t$ en el sentido de Granger; debajo de cada uno de ellos se reporta el estadístico correspondiente.

En (3) se reportan los coeficientes del modelo $\Delta N_{it} = \alpha_t + \beta_t \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$, con $\varepsilon_{it} = \rho_t \varepsilon_{it-1} + v_{it}$, $t = 1, \dots, 161$, estimado por el método de los momentos generalizado (MMG) junto con los valores asociados del estadístico t . El estadístico J es el valor de la condición de momentos minimizada resultante de la estimación del modelo; bajo la hipótesis nula (hipótesis de sobreidentificación) este no es distinto de cero (debajo del estadístico se reporta el valor- p). El vector de instrumentos está compuesto por una constante, el logaritmo del empleo nacional contemporáneo y rezagado (hasta el rezago 5) y, adicionalmente en algunos casos, la variación anual del empleo estatal rezagada un periodo.

la mayoría de los cuales presenta correlaciones medias con el empleo nacional, $\beta = 1$. El grupo de estados para los cuales $0 \leq \beta < 1$ es mucho más heterogéneo. En todos los casos se realizó la prueba estadística de Wald para verificar que $\beta \neq 1$ (valor- $p < 0.1$; véase el cuadro 3, panel 2).

La diferencia con lo encontrado para Estados Unidos es importante también en este caso: mientras que en México sólo en 19 por ciento de los estados se observa una sensibilidad del empleo estatal respecto del empleo nacional igual al promedio (esto es, $\beta = 1$), en Estados Unidos el 86 por ciento tiene una sensibilidad igual al promedio (Blanchard y Katz, 1992); ello releva una heterogeneidad mayor en México que en Estados Unidos respecto del grado de comovimiento del empleo estatal.²⁴

El error en la regresión del empleo estatal sobre el empleo nacional satisface, en la mayoría de los modelos estimados, los supuestos clásicos de independencia (no autocorrelación), homoscedasticidad y normalidad de los errores. Un análisis basado en el estadístico $Q(11)$ —la prueba de Ljung-Box— muestra que en 22 de las 32 regresiones estimadas no se rechaza el supuesto de independencia (valor- $p > 0.01$); la cifra es algo menor (19 de 32) cuando se utiliza el test de Durbin-Watson; en 28 de 32 casos no se rechaza el supuesto de homoscedasticidad (si se utiliza la prueba de White; valor- $p > 0.01$); mientras que, según el estadístico de Jarque-Bera, en 23 de 32 estimaciones no se rechaza el supuesto de normalidad (valor- $p > 0.01$; cuadro 3, panel 2).

Como se mencionó en la sección II.1, para estudiar la consistencia de los coeficientes de la regresión estimados por MCO se realizaron pruebas de causalidad *à la Granger* entre las variaciones del empleo nacional y las del empleo estatal, y en aquellos casos en que no se rechazó una causalidad inversa (esto es, de las variaciones del empleo estatal al empleo nacional) o que no se rechazó una causalidad en los dos sentidos, se reestimó la regresión mediante el método de los momentos generalizado (MMG).²⁵ Encontramos que en 17 de las 32 entidades se rechaza la hipótesis nula de que la causalidad no va de las variaciones del empleo nacional a las varia-

²⁴ En general, la ordenada al origen aumenta y la pendiente disminuye cuando estimamos la regresión del crecimiento del empleo estatal sobre una medida del empleo nacional que excluye el empleo del estado. Los cambios, sin embargo, no son significativos y no alteran el ranking de estados en función del R^2 ni las pautas de comovimiento entre los estados y el empleo nacional.

²⁵ Las pruebas de Granger se realizaron aun cuando la variación anual del empleo es estacionaria sólo en la mitad de los estados. Sin embargo, como suele suceder en la literatura de economía aplicada, la dificultad de rechazar una raíz unitaria lleva a suponer que la estacionaridad se cumple en todos los estados (así procedieron, por ejemplo, Blanchard y Katz, 1992).

ciones del empleo estatal (valor- $p < 0.10$); sin embargo, en cuatro de 32 entidades dicha hipótesis no se rechaza. En siete de 32 no se rechaza la doble causalidad. Finalmente, sólo en cuatro de 32 entidades no se pudo establecer ningún tipo de causalidad entre las variaciones del empleo estatal y nacional (cuadro 3, panel 2).

Para las entidades donde la causalidad no es la “correcta” se reestimaron las regresiones por medio de MMG.²⁶ Los resultados de estas regresiones son muy similares a los encontrados en la regresión por MCO (cuadro 3, panel 3). En particular, los valores de los coeficientes cambian muy poco; asimismo, las características de los modelos estimados para cada región no varían entre MCO y MMG (por ejemplo, en aquellos estados donde la constante de la regresión no es significativa bajo MCO tampoco lo es bajo MMG). De acuerdo al estadístico “J”, en ninguno de los casos se rechazó la hipótesis nula de que el modelo estimado por MMG es válido (hipótesis de sobreidentificación; valor- $p > 0.05$). Podemos interpretar todos estos resultados como una indicación de que el posible problema de inconsistencia detectado en algunas pruebas de causalidad no es muy importante.

En resumen, los resultados obtenidos en las regresiones estimadas muestran que se destacan dos grupos de estados. El primero de ellos está compuesto por los que tienen un crecimiento del empleo en parte autónomo del crecimiento del empleo nacional, así como una baja sensibilidad a los cambios en el crecimiento del empleo nacional; i.e., la relación lineal entre variación del empleo estatal y nacional está caracterizada en esos casos por la combinación $\alpha > 0$ y $0 \leq \beta < 1$. El segundo grupo está compuesto por los estados donde los movimientos del empleo no son mayormente autónomos de los del empleo nacional y tienen una alta sensibilidad a los movimientos de éste; i.e. $\alpha = 0$ y $\beta \geq 1$ (cuadro 4).²⁷

²⁶ En la estimación por MMG se utilizó la matriz de pesos de Newey-West para la estimación de los errores estándar de los coeficientes; el vector de instrumentos estuvo compuesto por una constante, el logaritmo del empleo nacional contemporáneo y rezagado (hasta el rezago 5) y, adicionalmente en algunos casos, la variación anual del empleo estatal rezagada un periodo.

²⁷ Algunos estados donde la variación anual del empleo está altamente correlacionada con la variación anual del empleo nacional no presentan la combinación $\alpha = 0$ y $\beta \geq 1$. Para Querétaro encontramos que $\alpha > 0$ y $\beta > 1$, por lo que este estado tiene la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional más alta del grupo (véase la nota de pie 13). Por el contrario, para Baja California, Chihuahua y Coahuila encontramos que $\alpha < 0$ y $\beta > 1$, por lo que estos estados tienen la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional más baja del grupo. En Jalisco y Guanajuato, con $\alpha > 0$ y $0 < \beta < 1$, y en el Distrito Federal, con $\alpha = 0$ y $0 < \beta < 1$, las elasticidades presentan valores intermedios. Como se observa, una correlación alta entre la variación del empleo estatal y la del nacional no implica una elasticidad alta entre el empleo estatal y el nacional. Por otro lado, es importante recordar que el valor de β no sólo está asociado al coeficiente de correlación, sino también al cociente entre la desviación estándar del crecimiento del empleo en el

Cuadro 4. Estados mexicanos según la relación lineal entre la variación anual del empleo estatal y la del empleo nacional

	$\beta = 0$	$0 < \beta < 1$	$\beta = 1$	$\beta > 1$
$\alpha > 0$	Campeche Oaxaca	Jalisco Guanajuato Colima Michoacán Morelos San Luis Potosí Sinaloa Tabasco Veracruz Chiapas		Querétaro
$\alpha = 0$	Nayarit	Yucatán Distrito Federal Guerrero	Estado de México Hidalgo Puebla Zacatecas Quintana Roo Baja California Sur	Aguascalientes Durango Nuevo León Sonora Tamaulipas
$\alpha < 0$				Baja California Chihuahua Coahuila Tlaxcala

Fuente: Cuadro 3, panel 2.

III.3. Concordancia cíclica entre empleo estatal y nacional

En las gráficas 1a-1d se muestran los puntos de giro (picos y valles) de los ciclos del empleo en las 32 entidades federativas encontrados a partir de la aplicación del algoritmo de Bry y Boschan a las series mensuales de empleo estatal. Con base en estas estimaciones se calculó el coeficiente de correlación cíclica entre el empleo de las entidades federativas del país y entre éstos y el empleo nacional, que se presenta en el cuadro 5. Así, el análisis de los puntos de giro y de la correlación cíclica es esencialmente el

estado y en el país; por ello, los estados con alta correlación entre la variación del empleo estatal y la del empleo nacional y con $0 < \beta < 1$ se caracterizan por tener una distribución del crecimiento del empleo más concentrada alrededor de la media que el promedio nacional.

Q.Roo	0.22**	0.12**	0.75	0.09**	0.15**	0.79	0.31**	0.19**	0.44**	0.28**	0.07**	0.46**	0.22**	0.35**	0.27**	0.21**	0.11**	0.28**									
Sin	0.49	0.37	0.56	0.38	0.47	0.68**	0.39	0.45	0.63	0.67**	0.32	0.65	0.44	0.53	0.44	0.48	0.36	0.67**	0.50**								
S.L.P.	0.46	0.38	0.65	0.35	0.43	0.75	0.45	0.47	0.66	0.64	0.32	0.68	0.50	0.55	0.51	0.45	0.37	0.64	0.57**	0.87							
Son	0.70	0.88	0.25**	0.87	0.72	0.29**	0.84	0.72	0.59	0.34	0.53	0.57	0.63	0.73	0.52	0.71	0.71	0.57	0.16**	0.42	0.44						
Tab	-0.08**	0.02**	-0.18	0.04**	-0.21	-0.11**	0.05**	-0.22	-0.11**	-0.13	-0.03**	-0.15	-0.15**	0.16**	0.05**	-0.08**	0.01**	-0.13	-0.10**	-0.11**	0.07**						
Tams	0.80	0.88	0.23**	0.85	0.76	0.28**	0.87	0.76	0.57	0.51	0.61	0.56	0.73	0.71	0.50	0.82	0.80	0.55	0.15**	0.41	0.42	0.91	0.06**				
Tex	0.46	0.61	0**	0.59	0.49	0.13**	0.50	0.50	0.33	0.30	0.43	0.32	0.52	0.40	0.16**	0.47	0.63	0.30	-0.01**	0.23**	0.26	0.54	-0.17**	0.55			
Yuc	0.41**	0.31**	0.47**	0.32**	0.39**	0.72**	0.33**	0.37**	0.52**	0.52**	0.27**	0.54**	0.36**	0.44**	0.37**	0.40**	0.30**	0.52**	0.62**	0.83**	0.72**	0.35**	-0.08**	0.34**	0.19**		
Zac	0.59	0.36	0.22**	0.32	0.56	0.40**	0.43	0.54	0.26**	0.76	0.38	0.27**	0.52	0.19**	0.13**	0.58	0.44	0.33**	0.26**	0.47**	0.40**	0.27**	-0.12	0.45	0.27	0.48**	
Nal	0.89	0.73	0.29**	0.68	0.85	0.35**	0.77	0.82	0.69	0.61	0.56	0.67	0.86	0.55	0.53	0.91	0.71	0.66	0.22**	0.49	0.51	0.73	-0.16	0.84	0.46	0.41**	0.54

Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *La estimación del coeficiente de correlación cíclica se realizó siguiendo la metodología de Harding y Pagan (2006). Las fechas de las fases de expansión y recesión del empleo fueron determinadas por medio del algoritmo de Bry y Boschan (1971); el algoritmo se implementó en Matlab y es una versión ampliada y corregida del propuesto por Mönch y Uhlig (2005). **El coeficiente no es estadísticamente distinto de cero (valor- $p > 0.01$). El análisis corresponde a la prueba de dos colas de la hipótesis nula de que los ciclos de empleo en dos entidades cualesquiera no están fuertemente sincronizados, y se basa en el cómputo del estadístico- t , cuyos valores críticos son 1.66, 1.98 y 2.61 al 10, 5 y 1 por ciento respectivamente.

mismo, aunque el coeficiente de correlación cíclica tiene la ventaja de brindar un diagnóstico sobre el grado de concordancia cíclica entre el empleo de las economías en una sola cifra.

En el periodo julio de 1997-diciembre de 2011 se estima que el empleo nacional registró tres fases recesivas que duraron aproximadamente un año cada una. La primera va de febrero de 2001 a enero de 2002, la segunda de septiembre de 2002 a agosto de 2003 y la tercera de junio de 2008 a julio de 2009.²⁸ Si tomamos como referencia el ciclo del empleo nacional, a continuación se analizan los ciclos del empleo en las entidades federativas del país; estos difieren del primero esencialmente en dos aspectos: el número de fases recesivas que registran y el grado en que el inicio de estas se adelanta, coincide o se retrasa respecto de la observada a nivel nacional. El coeficiente de correlación, como se mencionó, resume esas características en una sola cifra.

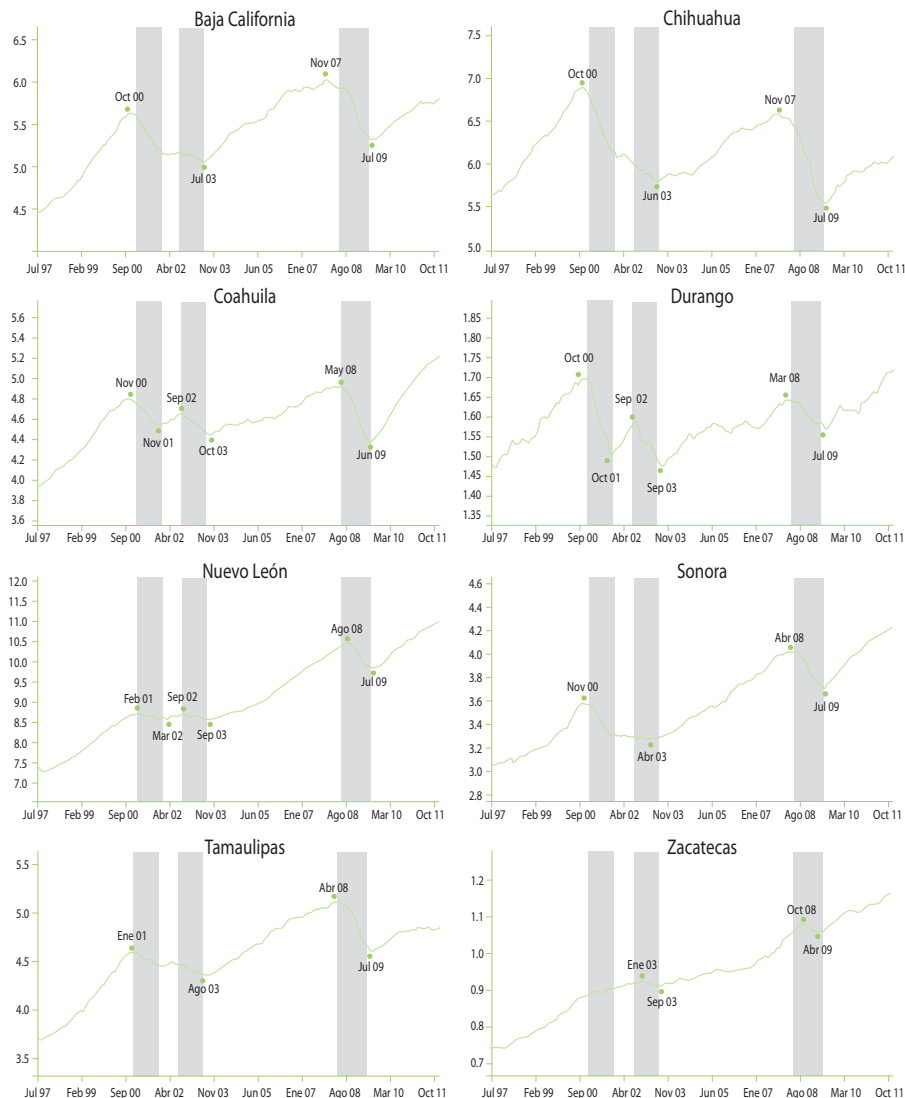
El empleo formal en Coahuila, Durango, Nuevo León, Aguascalientes y el Estado de México también exhibió tres recesiones durante el periodo de referencia. En Coahuila y Durango el inicio de la fase recesiva del empleo se adelantó al de la nacional en 2001 y 2008, mientras que en los tres estados restantes este fue coincidente en 2001 y retrasado en 2008. En los cinco estados mencionados la recesión del empleo de 2002 inició de manera coincidente con la observada a nivel nacional, en el mes de septiembre (gráficas 1a y 1b).

En Baja California, Sonora, Chihuahua, Tamaulipas y el Distrito Federal el empleo formal registró dos recesiones durante el periodo de referencia. La diferencia con la evolución del empleo nacional es que este exhibe dos recesiones en el periodo 2001-2003, mientras que en las entidades mencionadas se

²⁸ La doble recesión estimada aquí para el empleo formal nacional entre 2001 y 2003 (la primera en el periodo 2001:02-2002:01 y la segunda en 2002:09-2003:08) no es inconsistente con las estimaciones que señalan la presencia de una sola recesión larga para la economía nacional durante ese periodo (véase INEGI, 2012; Cuadra, 2008). De acuerdo al Indicador Coincidente del INEGI, la economía mexicana estuvo en recesión entre 2000:09 y 2003:09. Dicho indicador es un índice compuesto que refleja el comportamiento mensual de algunas variables: el empleo formal del IMSS, la actividad económica agregada, la producción industrial, las ventas al menudeo, la tasa de desocupación urbana y las importaciones totales. La producción industrial, por ejemplo, se estima que estuvo en recesión en el periodo 2000:07-2003:03 (Mejía-Reyes, 2007) o entre 2000:06 y 2002:12 (estimaciones propias). Así, es probable que durante la corta fase expansiva del empleo entre enero y septiembre de 2002 el resto de los componentes del índice continuara exhibiendo caídas en sus tasas de crecimiento, lo que dominó por sobre el desempeño más favorable del empleo. El resultado hubiera sido el mismo si, en lugar de utilizarse el indicador compuesto del INEGI, las fechas del ciclo económico hubieran sido decididas por un comité, como en el caso del NBER. El valle observado en la serie del empleo en 2002:01 no podría considerarse el fin de una etapa recesiva de la economía agregada cuando la producción industrial continuaba deteriorándose.

Gráfica 1. Puntos de giro del número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS en estados mexicanos seleccionados, julio 1997-diciembre 2011*

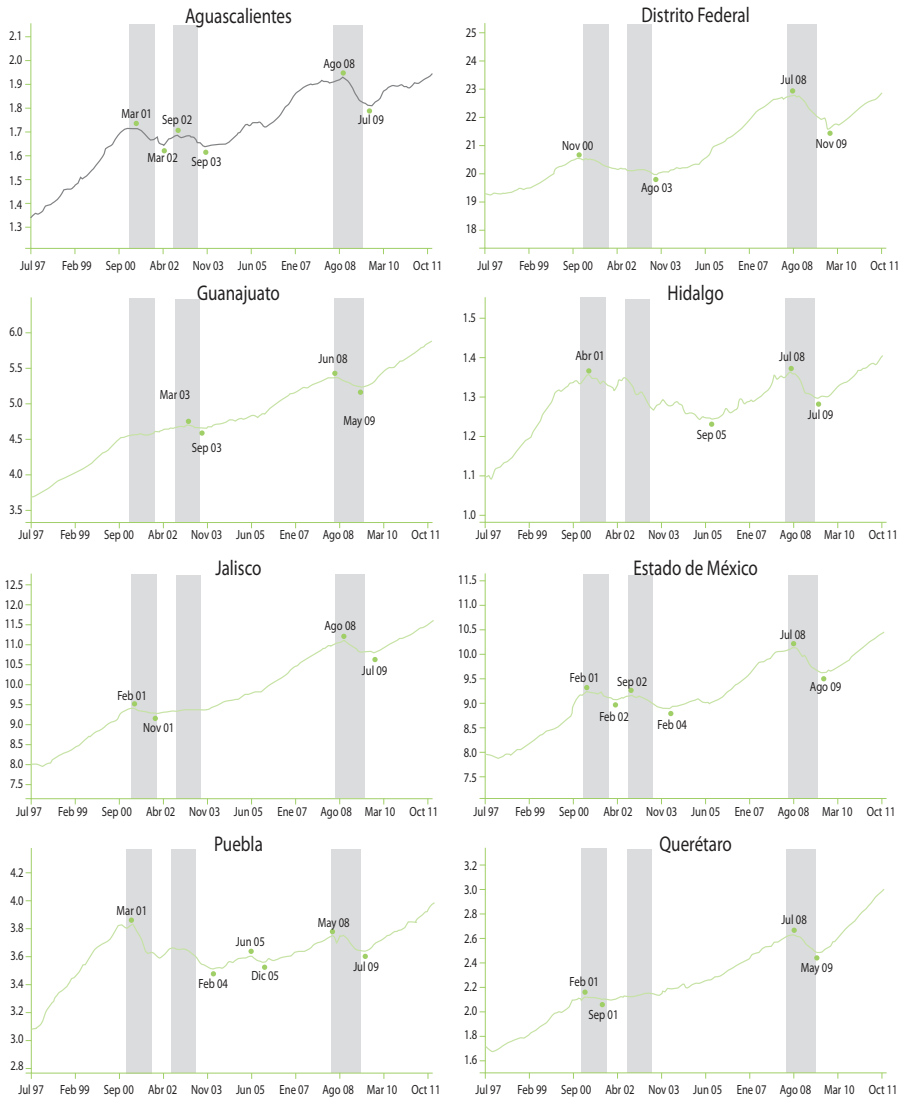
(a)



Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *El sombreado indica las fases recesivas del empleo nacional: febrero 2001-enero 2002, septiembre 2002-agosto 2003, y junio 2008-julio 2009.

Gráfica 1. Puntos de giro del número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS en estados mexicanos seleccionados, julio 1997-diciembre 2011* (continuación)

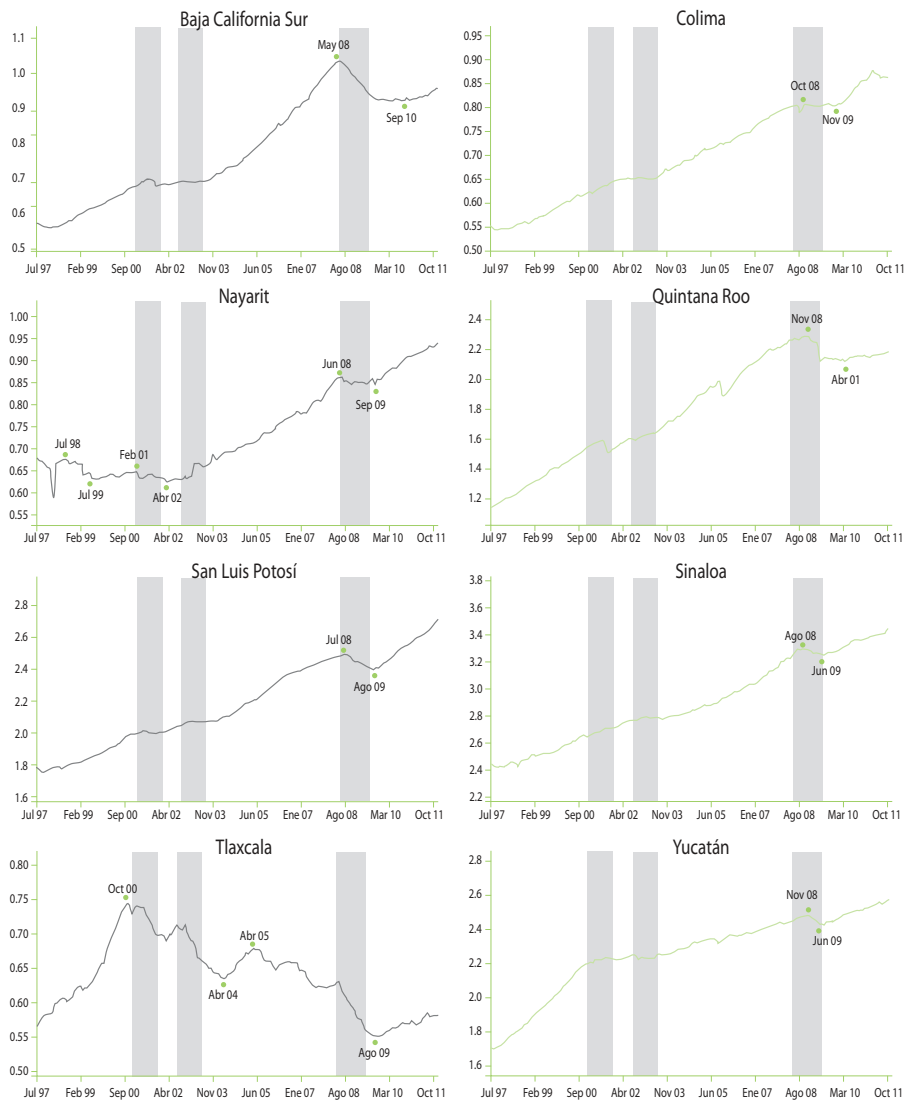
(b)



Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *El sombreado indica las fases recesivas del empleo nacional: febrero 2001-enero 2002, septiembre 2002-agosto 2003, y junio 2008-julio 2009.

Gráfica 1. Puntos de giro del número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS en estados mexicanos seleccionados, julio 1997-diciembre 2011* (continuación)

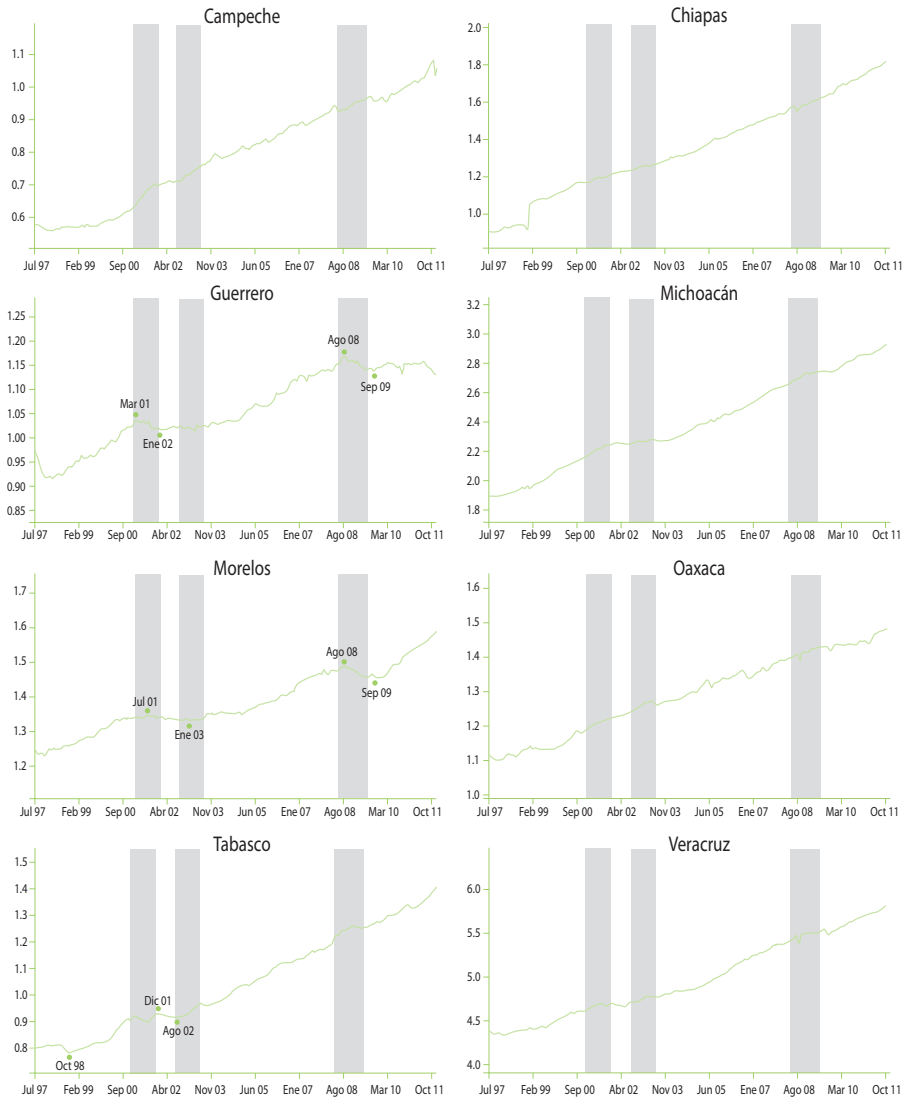
(c)



Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *El sombreado indica las fases recesivas del empleo nacional: febrero 2001-enero 2002, septiembre 2002-agosto 2003, y junio 2008-julio 2009.

Gráfica 1. Puntos de giro del número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS en estados mexicanos seleccionados, julio 1997-diciembre 2011* (continuación)

(d)



Fuente: Estimación del autor con datos de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social y del Instituto Mexicano del Seguro Social. *El sombreado indica las fases recesivas del empleo nacional: febrero 2001-enero 2002, septiembre 2002-agosto 2003, y junio 2008-julio 2009.

observó una sola recesión larga que abarcó todo ese periodo. En las cinco entidades referidas el inicio de la fase recesiva del empleo se adelantó al observado a nivel nacional tanto en 2001 como en 2008 (con excepción del Distrito Federal en 2008), mientras que el fin de las fases recesivas en general se adelantó al nacional en 2001 y fue coincidente con este en 2009 (gráficas 1a y 1b).

Una evolución parecida (a la comentada en el párrafo anterior) tiene el empleo formal en Puebla e Hidalgo (gráfica 1b). Sin embargo, en ambos casos la recesión de 2001 inició con retraso respecto de la observada en el empleo nacional y, asimismo, finalizó mucho más tarde (en febrero de 2004 en el primer estado, y en septiembre de 2005 en el segundo). No obstante, durante la recesión 2008-2009 el empleo formal en estas entidades tuvo un comportamiento más coincidente con el del empleo nacional. Cabe señalar que en Puebla se observó una fase recesiva del empleo entre junio y diciembre de 2005 que fue específica de ese estado.

En el resto de los estados se observa menos concordancia entre los ciclos del empleo estatal y del empleo nacional. El empleo formal en Nayarit, Zacatecas, Jalisco, Guanajuato, Querétaro, Morelos y Guerrero exhibió un comportamiento cíclico similar al del empleo nacional en la recesión de 2008, pero no así en la de 2001. En el periodo 2001-2003 el empleo de las entidades mencionadas sólo exhibió una fase recesiva relativamente corta, la que en general coincidió con la primera de las dos recesiones que se observaron a nivel nacional en ese periodo (gráficas 1b, 1c y 1d). Por otra parte, en Baja California Sur, Sinaloa, Colima y San Luis Potosí, así como en Yucatán y Quintana Roo, el empleo formal sólo exhibió una recesión, en 2008-2009. De acuerdo al algoritmo de Bry y Boschan utilizado en este trabajo, en estos estados no se observa una recesión del empleo en el periodo 2001-2003 (gráfica 1c). Por último, en las series de empleo formal de Campeche, Chiapas, Michoacán, Oaxaca, Tabasco y Veracruz no se encontraron indicios de recesión, ni en 2001-2003, como tampoco en 2008-2009 (sólo en Tabasco se encontró un periodo recesivo entre diciembre de 2001 y agosto de 2002 que no coincide con las fases de recesión del empleo nacional observadas en esos años; gráfica 1d).

El coeficiente de correlación cíclica permite luego cuantificar estos distintos grados de concordancia de ciclos entre el empleo de las entidades federativas y el nacional.²⁹ Así, este coeficiente toma valores más altos:

²⁹ Por definición (véanse las notas de pie 18 y 20) el cálculo del coeficiente de correlación cíclica no fue posible en el caso de los estados que no tuvieron recesiones en el empleo formal, como Campeche, Chiapas, Michoacán, Oaxaca y Veracruz.

0.91, 0.89, 0.86 y 0.85 en Nuevo León, Aguascalientes, Estado de México y Coahuila; esto es, en las entidades que exhibieron igual número de recesiones del empleo que a nivel nacional (cuadro 5).³⁰ Por su parte, dicho coeficiente es 0.84, 0.77, 0.73 y 0.73 en Tamaulipas, Distrito Federal, Baja California y Sonora (cuadro 5); si bien estos estados exhibieron dos recesiones del empleo en lugar de tres, la duración de la primera de ellas coincide con la duración conjunta de las dos recesiones observadas a nivel nacional entre 2001 y 2003.

La correlación cíclica cruzada del empleo de estos estados es también alta. Particularmente, entre el ciclo de Aguascalientes y los de Nuevo León y el Estado de México el coeficiente de correlación es 0.98 y 0.86 respectivamente, y este es 0.87 entre los ciclos de empleo de los últimos dos estados. Asimismo, los ciclos de empleo de los estados del norte del país presentan un grado alto de correlación cruzada entre ellos (cuadro 5).

El resultado, referente a que la concordancia cíclica del empleo es alta principalmente entre los estados en los que el empleo estatal presenta una concordancia cíclica elevada con el empleo nacional, es similar al que encontró Mejía-Reyes (2007) para la producción manufacturera en 17 entidades federativas entre 1993 y 2006. Al comparar ambos estudios se encuentra que todos los estados que presentan una concordancia cíclica elevada entre empleo estatal y empleo nacional también exhiben una sincronización elevada entre los ciclos de la producción manufacturera estatal y nacional, con excepción de Nuevo León (cabe señalar que Chihuahua, Coahuila, Tamaulipas y Guanajuato no se encuentran entre las entidades analizadas por el autor referido).

Por su parte, los estados que pasaron por dos recesiones del empleo formal (una de similar duración a la observada a nivel nacional en 2008-2009 y otra más corta o más larga que la nacional en 2001-2003) tienen un coeficiente de correlación cíclica menor. Es el caso de Puebla, Guerrero, Chihuahua, Jalisco, Querétaro, Guanajuato, Hidalgo y Morelos, con coeficientes de correlación cíclica igual a 0.71, 0.69, 0.68, 0.67, 0.66, 0.61, 0.56 y 0.55 respectivamente. Para finalizar, el coeficiente de correlación cíclica es 0.51 y 0.49 en San Luis Potosí y Sinaloa, y no es estadísticamente distinto de cero en Baja California Sur, Colima, Quintana Roo y Yucatán, estados donde el empleo formal sólo exhibió la recesión 2008-2009 (cuadro 5).

³⁰ Cabe señalar que si bien en Durango el empleo pasó por tres fases recesivas, al igual que el empleo nacional, el coeficiente de correlación cíclica es sólo 0.82; ello se debe a que dichas fases recesivas fueron de mayor duración que las observadas a nivel nacional.

IV. Consideraciones finales

En la literatura económica sobre México no se había estudiado el comovimiento del empleo estatal sino del regional (basándose en una regionalización arbitraria del país) y se había concluido que el comovimiento es bastante homogéneo a través de las regiones. En este artículo mostramos que existe una heterogeneidad alta en el grado de comovimiento del empleo a nivel de entidad federativa [resultados similares se han reportado para Europa (Marelli, 2002) y Estados Unidos (Carlino y DeFina, 2004)]. Más aún, los resultados indican que, en promedio, el comovimiento del empleo estatal es menor en México que en Estados Unidos: la variabilidad del crecimiento del empleo que es específica de los estados es mayor en México (45%) que en Estados Unidos (34%). La heterogeneidad es asimismo mayor en México en lo que respecta a la sensibilidad del empleo estatal respecto del empleo nacional (mientras que en Estados Unidos el 86 por ciento de los estados presenta una sensibilidad igual al promedio —i.e. igual a 1—, en México sólo el 19 por ciento de los estados tiene una sensibilidad igual al promedio).

El análisis realizado indica que el empleo formal permanente presenta un alto grado de comovimiento con el empleo nacional en 12 estados: Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas en el norte; Jalisco y Aguascalientes en el centro oeste; y Guanajuato, Querétaro, Estado de México y Distrito Federal en el centro del país. El fuerte comovimiento del empleo en estos estados se refleja en un alto coeficiente de correlación entre las variaciones anuales del empleo estatal y nacional, y entre las variaciones anuales del empleo de los estados. En la mayoría de ellos, la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional es alta y, en promedio, el 85 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo en esos estados se asocia con el crecimiento del empleo nacional.

Así, en los estados mencionados las fluctuaciones del empleo tendrían su origen en los mismos choques agregados que impactan al empleo nacional. Esos choques parecen estar relacionados en parte con los que afectan a la economía estadounidense: Cuevas *et al.* (2003) encontraron una correlación muy alta entre las variaciones del empleo nacional y las del empleo en Estados Unidos; asimismo, Delajara (2012) encontró que la mayor parte de la variabilidad del componente cíclico de los índices coincidentes del Banco de México en las regiones norte y centro del país se asocia con el ciclo económico estadounidense.

En un subconjunto de ocho de estos estados el nivel de empleo también presenta un grado alto de concordancia cíclica con el empleo nacional. Es-

tos son, en orden de importancia, Nuevo León, Aguascalientes, Estado de México y Coahuila (estados donde el empleo formal, al igual que el empleo formal nacional, pasó por tres fases recesivas entre 1997 y 2011), y Tamaulipas, Distrito Federal, Baja California y Sonora (entidades federativas donde el empleo pasó por dos fases recesivas, aunque la primera de ellas de una duración equivalente a las dos primeras fases recesivas del empleo nacional). El empleo en el resto de los cuatro estados del grupo, Chihuahua, Jalisco, Guanajuato y Querétaro, presenta una concordancia cíclica menor con el empleo nacional debido principalmente a que en el periodo 2001-2003 la duración de la fase recesiva fue distinta a la observada a nivel nacional.

Cabe destacar el resultado referente a que el comovimiento y la concordancia cíclica del empleo son altos sólo entre los estados en los que el empleo estatal presenta valores altos de comovimiento y concordancia cíclica con el empleo nacional. Un resultado similar encontró Mejía-Reyes (2007) en su estudio sobre la sincronización cíclica de la producción manufacturera en 17 entidades federativas entre 1993 y 2006.

En el otro extremo, en los estados con menor comovimiento entre el empleo formal estatal y nacional como Veracruz, Tabasco, Campeche, Chiapas y Oaxaca (entidades donde la correlación entre las variaciones anuales del empleo estatal y nacional son cercanas a cero, estadísticamente no difieren de cero o son negativas), menos del 20 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo se asocia con fluctuaciones en el empleo nacional, por lo que la fuente de las fluctuaciones del empleo parecería ser regional. No obstante, dichas fluctuaciones tampoco son muy acentuadas: en estos estados (y en Michoacán) no se observan ciclos del tipo clásico en el empleo formal. La ausencia de ciclos clásicos no puede atribuirse a la exclusión del empleo informal de la medida del empleo. Estimaciones del autor con datos de la ENOE indican que, en el grupo de estados arriba mencionado, la variación porcentual del empleo formal durante las fases recesivas del empleo nacional no estuvo correlacionada negativamente con la variación del empleo informal, excepto durante la recesión de 2001:02-2002:01 (dicha correlación es -0.5 . En las recesiones de 2002:09-2003:08 y 2008:06-2009:07 la correlación fue cero.)

En estados que exhiben un grado algo mayor de comovimiento entre el empleo estatal y el nacional (con relación a los estados mencionados en el párrafo previo) pero donde todavía menos del 50 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo estatal se asocia con cambios en el empleo nacional (como es el caso de Baja California Sur, Sinaloa, Colima, San

Luis Potosí, Yucatán y Quintana Roo), sólo se observó una recesión, la correspondiente a 2008-2009, si bien ésta fue en general de duración diferente a la observada a nivel nacional. En consecuencia, en estos estados el coeficiente de correlación cíclica entre empleo estatal y nacional es bajo o no es distinto de cero.

Por su parte, en los estados del centro del país, como Morelos, Puebla, Tlaxcala e Hidalgo, en los que entre el 60 y 70 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo se asocia con las fluctuaciones del empleo nacional, el coeficiente de correlación cíclica entre empleo estatal y nacional toma valores intermedios (0.55, 0.74, 0.46 y 0.45 en los estados mencionados, respectivamente). La concordancia con el ciclo del empleo nacional es intermedia debido a que el empleo en estos estados exhibió sólo dos recesiones, y a que la recesión iniciada en 2001 se prolongó hasta los años 2004 y 2005 en los últimos tres estados mencionados, o fue relativamente muy corta, en el caso de Morelos.

El presente estudio documenta las principales características de las fases del ciclo del empleo en los estados mexicanos y presenta algunos indicios sobre la fuente de dichas fluctuaciones, pero no analiza algunos fenómenos del mercado laboral que suelen acompañar las expansiones y recesiones del empleo, como los cambios en la tasa de desocupación, en la tasa de participación y en los flujos migratorios. Dicho análisis excede los objetivos de la investigación aquí presentada y sin duda es parte de la agenda de estudios regionales futura.

Referencias bibliográficas

- Artis, M. J., Z. G. Kontolemis y D. R. Osborn (1997), "Business Cycles for G7 and European Countries", *Journal of Business*, 70 (2), pp. 249-279.
- Banco de México (2011), *Reporte sobre las economías regionales, enero-marzo 2011*, disponible en: www.banxico.org.mx [fecha de consulta: junio de 2011].
- Blanchard, O. y L. Katz (1992), "Regional Evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-61.
- Bry, G. y C. Boschan (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, Nueva York.
- Burns, A. F. y W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER, Nueva York.
- Carlino, G. A. y R. H. DeFina (2004), "How Strong is Co-movement in Employment over the Business Cycle? Evidence from State/Sector Data", *Journal of Urban Economics*, 55 (2), pp. 298-315.

- Carvalho, V. M. y A. C. Harvey (2005), "Growth, Cycles and Convergence in US Regional Time Series", *International Journal of Forecasting*, 21 (4), pp. 667-686.
- Christiano, L. J. y T. J. Fitzgerald (1998), "The Business Cycle: It's Still a Puzzle", *Economic Perspectives*, 22 (4), Federal Reserve Bank of Chicago.
- Clark, T. E. (1998), "Employment Fluctuations in U.S. Regions and Industries: The Roles of National, Region-Specific, and Industry-Specific Shocks", *Journal of Labor Economics*, 16 (1), pp. 202-229.
- Cooper, R. y J. Haltiwanger (1990), "Inventories and the Propagation of Sectoral Shocks", *American Economic Review*, 80 (1), pp. 170-190.
- Croux, C., M. Forni y L. Reichlin (2001), "A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics", *Review of Economics and Statistics*, 83 (2), pp. 232-241.
- Cuadra, G. (2008), "Hechos estilizados del ciclo económico en México", documento de investigación núm. 2008-14, Banco de México.
- Cuevas, A., M. Messmacher y A.M. Werner (2003), "Sincronización macroeconómica entre México y sus socios comerciales del TLCAN", documento de investigación núm. 2003-01, Banco de México.
- Decressin, J. y A. Fatás (1995), "Regional Labor Market Dynamics in Europe", *European Economic Review*, 39 (9), pp. 1627-1655.
- Del Negro, M. (2001), "Monetary Policy Identification in a Factor Model: Lumber and cars: National boundaries and economic boundaries in North America", mimeo, Federal Reserve Bank of Atlanta and ITAM.
- Delajara, M. (2012), "Sincronización entre los ciclos económicos de México y Estados Unidos: Nuevos resultados con base en el análisis de los índices coincidentes regionales de México", documento de investigación núm. 2012-01, Banco de México.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.
- Engle, R. F. y S. Kozicki (1993), "Testing for Common Features", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11 (4), pp. 369-396.
- Erquizio Espinal, A. (2007), "Ciclos económicos secto-regionales en México: 1980-2006", mimeo, Universidad de Sonora.
- _____ (2010), "Gran recesión 2008-2009 en Estados Unidos y México: Un enfoque regional", *Paradigma Económico*, 2 (2), pp. 5-40.
- Fatás, A. (1997), "EMU: Countries or Regions? Lessons from the EMS Experience", *European Economic Review*, 41 (3-5), pp. 743-751.

- Greene, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, segunda edición, Macmillan, Nueva York.
- Hall, V. B. y C. J. McDermott (2004), "Regional Business Cycles in New Zealand: Do They Exist? What Might Drive Them?", Motu Working Paper 04-10, Motu Economic and Public Policy Research.
- Harding, D. y A. Pagan (1999). "Dissecting the Cycle", Working Paper No. 13/99, Melbourne, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne.
- _____ (2002), "Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), pp. 365-381.
- _____ (2006), "Synchronization of Cycles", *Journal of Econometrics*, 132 (1), pp. 59-79.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), pp. 1-16.
- INEGI (2012), "Sistema de indicadores cíclicos", Boletín de Prensa 228/12, disponible en www.inegi.org.mx [fecha de consulta: julio de 2012].
- Kouparitsas, M. A. (2002), "Understanding U.S. Regional Cyclical Co-movement: How Important are Spillovers and Common Shocks?", *Economic Perspectives*, 26, pp. 30-41.
- Marelli, E. (2002), "Regional Employment Dynamics in the EU: Structural Outlook, Co-movements, Clusters and Common Shocks", mimeo, Dipartimento di Scienze Economiche, Brescia.
- Mejía Reyes, P. y J. Campos Chávez (2011), "Are the Mexican States and the United States Business Cycles Synchronized? Evidence from the Manufacturing Production", *Economía Mexicana, Nueva Época*, XX (1), pp. 79-112.
- _____ (2007), "Expansions and Recessions in the Mexican States: A Classical Business Cycles Approach", *Panorama Económico*, III (5), pp. 7-38.
- Mejía-Reyes, P. y A. Mejía-Reyes (2007), "Fluctuaciones cíclicas en México y en el Estado de México en el contexto del TLCAN: ¿Cuáles son los hechos?", *Economía, Sociedad y Territorio*, VII (25), pp. 103-127.
- Mönch, E. y H. Uhlig (2005), "Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2 (1), pp. 43-69.
- Norman, D. y T. Walker (2004), "Co-movement of Australian State Business Cycles", Research Discussion Paper 2004-09, Reserve Bank of Australia.

- Ponce Rodríguez, A. (2001), “Determinantes de los ciclos económicos en México: ¿choques agregados o desagregados?”, *Gaceta de Economía*, 6 (12), pp. 117-154.
- Proietti, T. (2005), “New Algorithms for Dating the Business Cycle”, *Computational Statistics & Data Analysis*, 49 (2), pp. 477-498.
- Rissman, E. R. (1999), “Regional Employment Growth and the Business Cycles”, *Economic Perspectives*, 23, 4th Quarter, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Secretaría del Trabajo y Previsión Social (2011), *Estadísticas del sector*, disponible en: www.stps.gob.mx [fecha de consulta: diciembre de 2011].
- Stock, J. H. y M. W. Watson (1988), “Testing for Common Trends”, *Journal of the American Statistical Association*, 83 (404), pp. 1097-1107.
- Vahid, F. y R. F. Engle (1993), “Common Trends and Common Cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 8 (4), pp. 341-360.
- Wackerly, D. D., W. Mendenhall y R. L. Scheaffer (1996), *Mathematical Statistics with Applications*, Belmont, Duxbury Press.