

**Banco de México**  
**Documentos de Investigación**

**Banco de México**  
**Working Papers**

**N° 2010-13**

**Comovimiento y Concordancia Cíclica del Empleo en  
los Estados Mexicanos**

**Marcelo Delajara**  
Banco de México

Octubre 2010

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

# Comovimiento y Concordancia Cíclica del Empleo en los Estados Mexicanos\*

Marcelo Delajara<sup>†</sup>  
Banco de México

**Resumen:** Usando diversas medidas estadísticas estimamos el comovimiento y la sincronización 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 en cada entidad federativa entre julio de 1997 y abril de 2009. Encontramos una gran heterogeneidad a nivel estatal en el grado de comovimiento del empleo y en la asociación entre el empleo estatal y el nacional. De los 32 estados del país, solamente en 11 de ellos, situados en la frontera norte, el centro oeste y el centro del país, encontramos que las fluctuaciones del empleo están altamente sincronizadas entre ellas y con las del empleo nacional. En 4 estados del centro del país, aledaños a Ciudad de México, también encontramos evidencia de comovimiento, aunque mucho menos fuerte. En el resto de los estados las fluctuaciones del empleo formal no guardan relación con las del empleo nacional o de otros estados.

**Palabras Clave:** Empleo, ciclos, comovimiento, estados, regiones, México.

**Abstract:** Using various statistical measures 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 Mexicano del Seguro Social in each state between July 1997 and April 2009. We find that Mexican states are highly heterogeneous with respect to the degree of employment comovement and the association between the state and national employment. Only in 11 of the 32 states we find that fluctuations in state employment are highly synchronized between them and with national employment. These states are located in the northern border with the United States, in the center west and in the center of the country. Additionally, we find evidence of employment comovement, albeit much weaker, in 4 states located in the vicinity of Mexico City. In the rest of the states, employment fluctuations are unrelated to national employment or other states' employment fluctuations.

**Keywords:** Employment, cycles, comovement, states, regions, Mexico.

**JEL Classification:** E32; R11; R23.

---

\*El autor agradece a Karina Sartillo Lara, Miguel A. Mascarúa Lara y a Federico Hernández Álvarez por su excelente colaboración durante las diferentes etapas de la investigación; asimismo, el autor agradece a Carlo Alcaraz, Arturo Antón, Daniel Chiquiar, Alberto Torres, Jorge Hernández, dos referees anónimos y asistentes al seminario de investigación de 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 a Banco de México.

<sup>†</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: delajaraj@banxico.org.mx.

## I. Introducción

La recesión económica que afectó a 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 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.

Esta respuesta geográficamente diferenciada del empleo formal a un shock adverso revela una gran heterogeneidad en el tipo de fluctuaciones que caracterizan la dinámica del empleo estatal. 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 concentración 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).

Para el caso de México, sin embargo, es poco lo que sabemos acerca de las fluctuaciones cíclicas del empleo estatal. En general, el análisis de los ciclos económicos en los estados mexicanos ha recibido poca atención de los economistas; en particular, no hay estudios acerca de las fluctuaciones en el empleo, variable en la que se ha concentrado la mayor parte de la literatura internacional.

Este artículo tiene el objetivo de caracterizar las fluctuaciones del empleo en los estados mexicanos mediante una descripción de sus propiedades básicas. En particular, buscamos determinar en qué estados o grupos de estados el ciclo de empleo presenta un mayor grado de

sincronización con el ciclo del empleo nacional. Esta característica del empleo estatal es la razón fundamental para la heterogeneidad regional observada en México respecto de las fluctuaciones cíclicas del empleo. La idea de sincronización cíclica entre los niveles de empleo estatal y nacional es afín a la de comovimiento entre las tasas de crecimiento del empleo estatal y del nacional y ambas se estudian en este trabajo. La sincronización y el comovimiento se pueden estudiar también entre pares de estados correspondientes a una región o conjunto de estados cualesquiera.<sup>1</sup>

El antecedente más cercano a nuestro trabajo es Cuevas et al. (2003), quienes con información mensual sobre el número de trabajadores asegurados en el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) para el período 1990-2001 encontraron que en la mayoría de las regiones mexicanas – la excepción es la región Sur- las fluctuaciones del empleo están altamente correlacionadas con las del empleo nacional y con las del empleo en los Estados Unidos (en particular con las de la región Pacífico de ese país); también encontraron que el grado de correlación ha aumentado después de la puesta en marcha del TLCAN (Cuevas et al., 2003). Este estudio, si bien parece corroborar la información anecdótica con la que comenzamos esta sección respecto a la excepcionalidad del sur, es muy limitado. 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 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

---

<sup>1</sup> En la sección IV (“Métodos”) se presentan definiciones formales de los conceptos “sincronización” y “comovimiento”. Éstas están asociadas estrechamente con las distintas 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 ellas. Cabe adelantar aquí que, en general, se hablará de sincronización cuando las fluctuaciones tienden a ser coincidentes en el tiempo, mientras que se hablará de comovimiento cuando dichas fluctuaciones tienden a ser coincidentes en la dirección y magnitud en un dado periodo. Es importante insistir en la asociación estrecha entre la definición del concepto y la medida elegida en este trabajo para representarla, ya que, advertimos, éstas pueden o no coincidir con las utilizadas por otros autores; cuando se utiliza la definición de un autor en particular, ello es mencionado explícitamente en el texto. Por su parte, el concepto de “ciclo” utilizado en este trabajo es sinónimo del concepto “ciclo clásico”, y se refiere a 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). La definición alternativa de “ciclo” como “ciclo de crecimiento”, asociada a veces con Hodrick y Prescott (1977), no es la que se utiliza en este artículo, a menos que se indique lo contrario.

arbitraria. Precisamente es necesario un análisis previo a nivel estatal, como el que aquí presentamos, antes de decidir cuáles son las regiones de empleo en México. Finalmente, Cuevas et al. (2003) no analizan los ciclos en el nivel empleo y por lo tanto no presentan estimaciones del grado de concordancia cíclica entre el empleo de cada estado y el nacional.<sup>2</sup>

El resto de los estudios sobre la sincronización de las fluctuaciones regionales en México analizan la dinámica cíclica del PIB estatal, pero como veremos en la sección II, las conclusiones a las que se llega sobre la producción no son fácilmente trasladables al empleo. Finalmente, algunos estudios se concentran en la dinámica cíclica de estados particulares o grupos de estados, pero usando definiciones del ciclo distintas a la nuestra; en particular, definiciones que consideramos no se prestan muy fácilmente al análisis del comovimiento o la sincronización cíclicas, al menos como se definen en este artículo.

Este artículo es el primer resultado de una agenda de investigación que busca determinar el comportamiento cíclico del empleo regional y el origen de las perturbaciones que ocasionan esas fluctuaciones. El presente trabajo tiene como objetivo principal establecer el grado de comovimiento del empleo en los estados; en segundo lugar, y a modo de aplicación de los resultados obtenidos, propone una regionalización del país (de manera que ésta pueda ser utilizada en futuros estudios del comportamiento cíclico del empleo a nivel regional).

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección II discutimos con mayor detalle algunos estudios previos sobre los ciclos regionales en México; en la sección III presentamos los datos del empleo estatal en México y destacamos algunas características básicas de la muestra; en la sección IV presentamos las medidas de comovimiento y sincronización cíclicas que se utilizaron en este estudio y en la sección V listamos los principales resultados del análisis realizado; en la sección VI discutimos nuestra propuesta de regionalización para México basada en

---

<sup>2</sup> Es importante recordar que el análisis a nivel regional de la sincronización de las economías mexicanas 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.

el análisis del comovimiento entre empleo estatal y nacional, mientras que la sección VII incluye algunas consideraciones finales.

## II. Antecedentes

Como ya mencionamos, es poco lo que se conoce acerca de la dinámica del empleo a nivel sub-nacional en México.<sup>3</sup> El tema aparece tratado de manera parcial en algunos artículos de los últimos años que buscan determinar el grado de sincronización del ciclo mexicano con el de los Estados Unidos.

Del Negro (2001) estudia el comovimiento de la producción en el área geográfica conformada por las provincias canadienses, los estados mexicanos y los estados de la unión americana durante el período 1970-1996 y encuentra que las tasas de crecimiento del PIB estatal de todos los estados mexicanos están fuertemente correlacionadas entre ellas y con las de los estados petroleros de los Estados Unidos y Canadá.<sup>4</sup> No obstante, también encuentra asimetrías entre los estados mexicanos lo que revelaría la presencia de factores estatales específicos detrás de las fluctuaciones de la producción. Por su parte, Ponce Rodríguez (2001) analiza la fuente de las fluctuaciones del producto per capita estatal en México para el período 1960-1998 y concluye que el factor nacional es más importante que los factores estatales o regionales, con excepción de los estados del norte y el Distrito Federal, donde las fluctuaciones del producto per capita parecen responder más a factores estatales y regionales. Por otro lado, Mejía Reyes y Campos Chávez (*en prensa*) analizan el grado de sincronización entre el ciclo productivo en los Estados Unidos y los

---

<sup>3</sup> 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 EE.UU.; Hall y McDermott (2004) para Nueva Zelanda; y Norman y Walker (2004) para Australia. La mayoría de estos 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.

<sup>4</sup> El resultado sugiere que la correlación se puede deber a una mayor sensibilidad de estas regiones a fluctuaciones en los precios del petróleo. Las tasas de crecimiento del PIB estatal también están fuertemente correlacionadas entre ellas en Estados Unidos; ello no ocurre en Canadá donde las asimetrías internas son muy elevadas. Los estados petroleros de Estados Unidos son Wyoming, Texas, New Mexico, Oklahoma y Louisiana y en Canadá lo son las provincias occidentales.

ciclos de la producción en los estados mexicanos para un periodo más reciente, 1997-2007, y encuentran que el grado de sincronización es muy heterogéneo. Estos autores encuentran que sólo los estados de Baja California, Distrito Federal, Jalisco y Nuevo León presentan una sincronización cíclica fuerte y robusta con el ciclo de los Estados Unidos.

De las pautas de comovimiento de la producción estatal reportadas por Del Negro (2001) no es posible inferir, sin embargo, las correspondientes al empleo. Una prueba de ello surge de la comparación entre los resultados de Del Negro (2001) y Ponce Rodríguez (2001), por un lado, y los de Cuevas et al. (2003) por otro. Mientras que los primeros señala a Zacatecas y Durango o a los estados de la frontera norte, respectivamente, como las regiones con comportamientos claramente diferenciados, los segundos destacan la excepcionalidad de la región Sur; éstos últimos también encuentran que las correlaciones más altas del crecimiento del empleo se dan entre los estados mexicanos y la región Pacífico de los EE.UU. y no con las regiones productoras de petróleo o materias primas de Estados Unidos y Canadá. Esto nos lleva a pensar que las conclusiones respecto a la naturaleza común o específica de las fluctuaciones económicas regionales y, por lo tanto, del comovimiento pueden variar mucho según si la variable de análisis es el PIB o el empleo.<sup>5</sup> Es importante también tener en mente que estos estudios cubren distintos períodos de tiempo y por lo tanto no son fácilmente comparables. La comparación entre los resultados obtenidos por Ponce Rodríguez (2001) y por Mejía Reyes y Campos Chávez (*en prensa*) parece efectivamente indicar que el comovimiento regional de la producción habría cambiado desde 1997.

Por ser el estudio que más se acerca al aquí presentado, a continuación discutimos lo encontrado por Cuevas et al. (2003) a partir del análisis de las correlaciones entre las tasas de crecimiento del empleo para el período 1990-2001. 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. Las

---

<sup>5</sup> Ver Cooper y Haltiwanger (1990) para una discusión de las diferencias entre el comovimiento de la producción y del empleo sectoriales en Estados Unidos.

regiones mexicanas son más sensibles a las perturbaciones nacionales que las regiones en Canadá y Estados Unidos. Usando el análisis de regresión Cuevas et al. (2001) confirmaron que, excepto para la región sur, parece haber una asociación alta, positiva y significativa entre el crecimiento del empleo regional y nacional en México. 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.

El resto de la literatura sobre México se enfoca al estudio particular de un estado en relación al total nacional –como en Mejía-Reyes y Mejía-Reyes (2007)- o de un grupo de estados –como en Erquizio Espinal (2007) y utiliza metodologías distintas a la adoptada en este trabajo. En el primer caso, los autores comparan la dinámica de la producción en el Estado de México con la dinámica de la producción nacional en base a la covarianza entre los componentes cíclicos de la producción y de otras variables macroeconómicas relevantes. En el segundo caso, el autor computa indicadores compuestos coincidentes para 17 entidades federativas con base en los datos mensuales de producción manufacturera y los compara con la evolución del índice compuesto coincidente del INEGI. Si bien el autor señala ciertas diferencias y coincidencias entre el comportamiento cíclico de los índices estatales y el nacional, éste no llega a ninguna conclusión respecto del comovimiento entre las economías regionales y la economía nacional.

### III. Datos

Analizamos la evolución mensual del empleo formal en los estados mexicanos desde julio 1997 a abril de 2009 (Secretaría del Trabajo y Previsión Social, 2009). La serie de empleo formal corresponde al número de trabajadores permanentes asegurados en el IMSS, desestacionalizada utilizando X12-ARIMA.<sup>6</sup> Esta serie, que fue recientemente corregida y ajustada por el IMSS, es la

---

<sup>6</sup> Decidimos 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 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

considerada actualmente por esa institución como la mejor medida del empleo formal a nivel de entidad federativa.<sup>7</sup>

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 2.30 por ciento, aunque la desviación estándar del crecimiento fue asimismo alta (2.36 por ciento). Durante el período en cuestión, la variación anual promedio más baja del empleo formal se observó en Tlaxcala, con 0.11 por ciento (desviación estándar de 6.01 por ciento); mientras que la variación anual promedio más alta se observó en Quintana Roo con 6.02 por ciento (desviación estándar de 3.13 por ciento). El resto de los estados se ubica en este rango (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 al del empleo total nacional en general presentan coeficientes de variación extremadamente altos (Cuadro 1).<sup>8</sup>

Como consecuencia de las diferencias observadas entre las tasas de crecimiento del empleo algunos estados han aumentado su participación en el empleo formal nacional mientras que otros la han disminuido. 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 hasta cierto período. Sea  $N_{i,t}$  el nivel de empleo en el

---

formal no necesariamente refleja el comportamiento cíclico de toda la fuerza laboral. 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 ser utilizados aquí debido a que su frecuencia es trimestral y el período de cobertura de la encuesta es muy corto (La información está disponible desde 2003). Según la ENOE del cuarto trimestre de 2004, el empleo formal representa en promedio el 33.8 por ciento de la fuerza laboral total, siendo esta cifra mayor en los estados del norte y menor en los del sur del país.

<sup>7</sup> Las series anteriores 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.

<sup>8</sup> El coeficiente de variación de Pearson 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 usando la desviación estándar.

estado  $i$  en el mes  $t$  y  $\overline{N}_t$  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  $\Delta n_{i,t} = \Delta N_{i,t} - \Delta \overline{N}_t$ . Finalmente, definimos la tasa de crecimiento relativa acumulada como  $\sum_{h=1}^t [\Delta n_{i,h} / 12]$  (Blanchard y Katz, 1992)

Once estados han aumentado de manera sostenida su participación en el empleo formal total durante el periodo analizado (Gráfica 1). Por ejemplo, Quintana Roo acumuló un 40 por ciento más de empleo formal que el promedio nacional entre julio 1997 y abril de 2009. Baja California Sur, Chiapas, Querétaro y Yucatán acumularon 33, 30, 15 y 11 por ciento más empleo que el promedio nacional, respectivamente. Los estados de Jalisco, Aguascalientes, Guanajuato, Zacatecas, Nuevo León y Tamaulipas también acumularon más empleo formal que el promedio, entre 5 y 9 por ciento, durante el periodo en cuestión.

A estos estados se suman cinco otros que, habiendo inicialmente perdido empleo, desde 2001 han acumulado crecimiento del empleo a tasas muy altas (Gráfica 1). Campeche y Tabasco acumularon 25 y 20 por ciento más empleo formal que el promedio nacional, respectivamente; Colima acumuló un diferencial de crecimiento de 17 por ciento respecto de la media nacional, mientras que Michoacán y San Luis Potosí acumularon 11 y 8 por ciento, respectivamente en exceso del crecimiento nacional.

Los estados que han sufrido pérdidas netas de empleo formal en relación al promedio nacional son Durango (20 por ciento), Distrito Federal y Morelos (9 y 8 por ciento, respectivamente), Veracruz y Guerrero (entre 3 y 4 por ciento, aproximadamente). Desde 2001, varios estados que inicialmente habían acumulado empleo formal en relación al nivel nacional lo han estado perdiendo: destacan Tlaxcala y Chihuahua con pérdidas acumuladas de empleo de más de 20 por ciento, seguidos por Coahuila y Puebla con pérdidas de alrededor del 10 por ciento, y finalmente Hidalgo con 8 por ciento (Gráfica 2).

En un último grupo de estados, compuesto por Baja California, Sinaloa, Sonora, Oaxaca, Nayarit y Estado de México, el crecimiento del empleo formal ha tenido un comportamiento menos monótono, alternándose periodos de ganancia con periodos de pérdidas acumuladas de empleos (Gráfica 3).

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

#### IV. Métodos

En este artículo entendemos por sincronización o concordancia cíclica la coincidencia en el tiempo de las fases de expansión y recesión del empleo en dos economías cualesquiera -donde el ciclo es el ciclo “clásico” definido por Burns y Mitchell (1946); por su parte, el comovimiento se refiere a la coincidencia en la dirección y magnitud de las variaciones anuales del empleo en esas dos economías en un periodo determinado. No obstante, para facilitar la exposición, y cuando la distinción entre ambas nociones no sea crucial para la comprensión del texto, éstas se utilizarán libremente como sinónimos.

Para estimar el grado de comovimiento del empleo se recurre a la correlación simple entre las tasas de crecimiento anual del empleo estatal y nacional y se estudia la variabilidad del crecimiento del empleo estatal que está explicada por el crecimiento del empleo nacional; mientras que la sincronización cíclica del empleo se mide por el índice de concordancia cíclica [fracción del tiempo que dos economías están simultáneamente en la misma fase del ciclo (Harding y Pagan, 2002)] y por el coeficiente de correlación cíclica [grado de correlación entre las fases cíclicas de dos economías (Harding y Pagan, 2006)]. Como lo demostramos en el resto del artículo, estas

medidas son muy eficaces para determinar la asociación existente entre las fluctuaciones del empleo en los estados.<sup>9</sup>

#### *IV.1. Correlación entre 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 (Blanchard y Katz, 1992; Decressin y Fatás, 1995; Fatás, 1997; Marelli, 2002 y Cuevas et al., 2003). 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 sus 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 estado. A mayor correlación entre las tasas de crecimiento, mayor será el comovimiento entre los niveles de empleo. Correlaciones positivas pero medias o bajas indican una variación en la misma dirección pero menos sistemática o menos fuerte.

Recordemos 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  $\Delta N_i$  y  $\Delta N_j$  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; siguiendo a 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,  $n$  es 130 y los valores críticos son 1.64, 1.96 y 2.58 para niveles de significación del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

---

<sup>9</sup> En la sección IV.4 se presentan y discuten brevemente algunos métodos alternativos a los utilizados en este trabajo y se explica porqué en esta ocasión fueron descartados.

#### IV.2. Regresión de las variaciones anuales del empleo

El análisis de regresión clásico permite formalizar el estudio del comovimiento medido por la correlación entre la variación anual del empleo estatal y la del empleo nacional.

Si  $\Delta\bar{N}_t$  es la variación anual de empleo nacional en el mes  $t$ , entonces podemos usar el análisis de regresión para estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la relación  $\Delta N_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta\bar{N}_t + \varepsilon_{it}$ , bajo los supuestos de que el error  $\varepsilon_{it}$  tiene una distribución normal con media cero y varianza constante y no presenta autocorrelación serial.<sup>10</sup> En los estados donde las variaciones del empleo están más correlacionadas con las variaciones del empleo nacional tanto  $\beta$  (la sensibilidad de la variación del empleo estatal respecto de la nacional)<sup>11</sup> como el coeficiente de determinación  $R^2$  (la proporción de los movimientos del empleo estatal que pueden ser explicados por los movimientos del empleo nacional) serán mayores.<sup>12</sup>

Si interpretamos las variaciones del empleo nacional como representando algún promedio de las variaciones del empleo en los estados, entonces 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. Si para algún estado en particular encontramos que el coeficiente de determinación se acerca a cero, podemos concluir que las fluctuaciones del empleo en ese estado responden a perturbaciones de naturaleza específica. Esta interpretación permite establecer, aunque de una manera no suficientemente rigurosa, una vinculación entre el comovimiento del empleo en los estados y los choques que generan dichas fluctuaciones (Blanchard y Katz, 1992).<sup>13</sup>

---

<sup>10</sup> El supuesto de normalidad es importante en este caso porque se está considerando una muestra relativamente corta.

<sup>11</sup> En este modelo, la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional es  $\beta_i + \alpha_i (\Delta\bar{N})^{-1}$ .

<sup>12</sup> En el contexto de la regresión lineal simple de  $y$  en  $x$ , la pendiente de la ecuación de regresión es proporcional al coeficiente de correlación entre ambas variables; asimismo, el coeficiente de determinación o bondad de ajuste de la regresión es una transformación monótona del coeficiente de correlación.

<sup>13</sup> El origen de los choques al empleo regional se puede determinar de manera más rigurosa utilizando algunos de los métodos alternativos discutidos en la sección IV.4.

Los supuestos de independencia (no autocorrelación), homoscedasticidad y normalidad del error de la regresión pueden ser sometidos a prueba. 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.

Otro supuesto del análisis de regresión clásico se refiere a la covarianza entre el regresor (en este caso, la variación anual de empleo nacional en el mes  $t$ ,  $\Delta\bar{N}_t$ ) y el error  $\varepsilon_{it}$ ; si ésta 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 que choques a la variación del empleo en algún estado afecten la variación del empleo a nivel nacional. Esta posibilidad es mayor si las variaciones del empleo estatal causan *à la Granger* las variaciones del empleo nacional. Por ello, para explorar la incidencia que podría tener este problema en las regresiones estimadas se procederá de la siguiente manera: Primero, se realizarán 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 rechace la causalidad inversa (esto es, de las variaciones del empleo estatal al empleo nacional) o que no se rechace una causalidad en los dos sentidos, se reestimaré la regresión utilizando el método de los momentos generalizado (MMG). Con MMG se estima un modelo donde la covarianza entre las variaciones del empleo nacional y el error es cero por construcción. La estimación se realiza utilizando variables instrumentales y los instrumentos son válidos cuando no se rechaza la hipótesis de que el modelo está sobre-identificado (para esta prueba se utiliza el estadístico-J).<sup>14</sup>

---

<sup>14</sup> Para una discusión técnica de las pruebas estadísticas mencionadas en esta sección, ver Greene (1993) o cualquier otro texto de econometría intermedia. Cabe señalar aquí que los autores que han recurrido 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 verifican que se cumplan los supuestos clásicos sobre el error de la regresión (o la verificación no se reporta en los artículos que publicaron).

### IV.3. Análisis de concordancia y correlación cíclicas

El índice de concordancia cíclica (Harding y Pagan, 2006) cuantifica la fracción de tiempo durante el cual los niveles de empleo en dos economías se encontraron simultáneamente en expansión. 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<sup>15</sup>

$$I_{ij} = T^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T (S_{i,t} \cdot S_{j,t}) + \sum_{t=1}^T (1 - S_{i,t})(1 - S_{j,t}) \right]; \text{ donde } 0 \leq I_{ij} \leq 1.$$

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.<sup>16</sup> Por ello, en nuestra estimación del índice de concordancia cíclica para el caso mexicano, hemos eliminado del análisis aquellos estados para los cuales esta limitación del índice es activa. La segunda limitación está relacionada con la dificultad para establecer los valores críticos que permitan determinar si la concordancia estimada es estadísticamente significativa.<sup>17</sup>

Ambas limitaciones pueden evitarse si se utiliza el coeficiente de correlación entre ambas series,  $\rho_{ij}$ , en lugar del índice de concordancia. Además, como el segundo es función monótona del

<sup>15</sup> Para una discusión más detallada sobre este índice y su origen ver también Harding y Pagan (1999) y Harding y Pagan (2002).

<sup>16</sup> 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.

<sup>17</sup> Para dos series binarias independientes (la correlación entre ambas es cero) y con  $\Pr(S_{it} = 1) = \Pr(S_{jt} = 1) = 0.5$ , tenemos que  $E(I_{ij}) = 0.5$ . Pero dado que la probabilidad de estar en una expansión es alta, digamos 0.9, entonces podemos aún tener que  $E(I_{ij}) = 0.82$ . Este último resultado se obtiene

reescribiendo el índice como  $I_{ij} = 1 + 2 \hat{\rho}_{ij} \sqrt{\hat{\mu}_i - (\mu_i)^2} \sqrt{\hat{\mu}_j - (\mu_j)^2} + 2 \hat{\mu}_i \hat{\mu}_j - \hat{\mu}_i - \hat{\mu}_j$  y asumiendo  $\hat{\rho}_{ij} = 0$  y  $\hat{\mu} = 0.9$  (Harding y Pagan, 2006).

primero, cualquier ranking establecido en función del coeficiente de correlación es válido para el índice de concordancia.<sup>18</sup>

El valor estimado de  $\rho_{ij}$  debe satisfacer la ecuación  $E\left[\frac{S_{i,t} - \mu_i}{\sigma_i} \cdot \frac{S_{j,t} - \mu_j}{\sigma_j} - \rho_{ij}\right] = 0$  y

puede ser obtenido fácilmente por el método de los momentos generalizado (MMG) en *E-Views*. El estadístico  $t$  asociado al valor estimado del coeficiente de correlación se puede computar asimismo en *E-Views* usando una medida robusta del error estándar. En este caso 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). El valor 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.

### *Estimación de los ciclos de empleo*

Para poder estimar el índice de concordancia cíclica y el coeficiente correlación cíclica es necesario determinar primero las fases de expansión y recesión de las series de empleo estatal. Con este objetivo 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

---

<sup>18</sup> La importancia de calcular  $\rho_{ij}$  en lugar de  $I_{ij}$  se aprecia en el siguiente ejemplo: durante el periodo bajo estudio, el empleo estuvo en expansión el 74 por ciento del tiempo en Chihuahua y el 81 por ciento del tiempo en Tabasco, por lo que el índice de concordancia cíclica entre los niveles de empleo de ambos estados es igual a 0.64; sin embargo, el coeficiente de correlación cíclica entre ambas series de empleo es prácticamente cero (ver la discusión de los resultados en la sección V).

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.

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; éstos 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 3-6 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 5 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.<sup>19</sup>

El algoritmo en *Matlab* de Mönch y Uhlig (2005) presenta algunas diferencias respecto al original de Bry y Boschan, las principales son: (i) omisión del paso I; (ii) definición distinta de los filtros de medias móviles; e (iii) 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

---

<sup>19</sup> Para la descripción y justificación detalladas del algoritmo ver el texto original de Bry y Boschan (1971). Proietti (2005) discute algunas de las modificaciones que se han propuesto recientemente para este algoritmo; esencialmente éstas 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.

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 y salida al 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. Finalmente, se validó la correcta operación del código en series de tiempo históricas de la economía de los Estados Unidos cuyos puntos de giro están bien establecidos en la literatura.<sup>20</sup>

#### *IV.4. Métodos alternativos*

Antes de pasar a la discusión de los resultados, es conveniente mencionar aquí los métodos alternativos existentes para estudiar el comovimiento de las series de empleo regional.

En primer lugar, existe una extensa literatura sobre métodos paramétricos para el estudio del comovimiento de las series de tiempo. 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 las 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 series del empleo; también se señaló la inconveniencia de que estos métodos no pueden ser utilizados para medir el grado de comovimiento y por lo tanto realizar comparaciones entre economías distintas (Croux, Forni y Reichlin, 2001, y Carlino y DeFina, 2004).

---

<sup>20</sup> El autor pone a disposición de los lectores una nota técnica que explica con más detalle cómo se ha desarrollado y validado nuestra versión del algoritmo de Bry y Boschan (1971).

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. Sin embargo, 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 dos 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.

La razón por la que decidimos no recurrir a esos métodos en este artículo es que en la mayoría de ellos se presupone la existencia de un cuerpo de conocimiento previo sobre los ciclos regionales, que no está disponible en el caso de México. En particular, presuponen una determinada agrupación de estados en regiones. Cualquier regionalización que adoptemos para el caso de México será arbitraria y por lo tanto poco útil como contexto para el análisis del comovimiento del empleo. Consideramos que una contribución más útil y más fundamental es establecer las pautas de sincronización y comovimiento del empleo entre los estados y entre cada estado y el total nacional utilizando métodos estadísticos más convencionales que permitan

establecer de manera incontrovertible los hechos estilizados más importantes. Una vez que estén determinadas las regiones del empleo en México recién se podrá proceder con la aplicación de los métodos alternativos referidos. Esta misma secuencia en el análisis fue seguida por otros autores en circunstancias similares; e.g Norman y Walker (2004) para el caso de Australia.

## V. Resultados

### *V.1. Correlaciones de la variación del empleo*

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, Oaxaca y Tabasco (Cuadro 2). A fin de facilitar la discusión que sigue, encontramos conveniente clasificar a las treinta y dos entidades federativas según el grado de correlación entre el crecimiento del empleo estatal y el crecimiento del empleo nacional (Cuadro 3).

En once entidades la correlación es alta ( $\geq 0.85$ ); este grupo incluye a Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas en la frontera norte, a Aguascalientes, Jalisco, Guanajuato y Querétaro en el centro oeste y al Distrito Federal en el centro del país. En cinco entidades la correlación es baja ( $< 0.6$ ); este grupo presenta una mayor dispersión geográfica e incluye a Sinaloa y Zacatecas en el centro noroeste, Colima en el centro oeste, Veracruz y Chiapas en el sur. En tres entidades la correlación no es significativamente distinta de cero: Nayarit en el centro noroeste, Oaxaca y Tabasco en el sur. Las variaciones del empleo formal en Campeche (sur del país) presentan una correlación negativa aunque baja ( $-0.38$ ) con las variaciones del empleo agregado. El resto de las entidades presenta correlaciones medias ( $0.6 - 0.85$ ) entre las variaciones anuales del empleo estatal y el nacional. La mayoría de ellas se ubica en el centro, como Puebla, Tlaxcala, Hidalgo, Estado de México y Morelos; en el centro suroeste -Guerrero y Michoacán; y en el extremo este de la Península de Yucatán -Yucatán y Quintana Roo. También encontramos

correlaciones medias en San Luis Potosí (centro noreste), Durango (centro noroeste) y Baja California Sur (oeste).<sup>21</sup> Para resumir lo encontrado podemos recurrir a un mapa político de México (Gráfica 4).

La heterogeneidad en el comovimiento es menor cuando analizamos la correlación de la variación del empleo *entre* los estados; ésta es alta solamente entre aquellos estados donde la variación del empleo estatal está altamente correlacionada con la variación del empleo nacional. Dentro de este grupo, casi todos los estados mantienen entre ellos correlaciones altas del crecimiento del empleo; con excepción de Guanajuato (donde el crecimiento del empleo sólo está altamente correlacionado con los estados vecinos que pertenecen al grupo) y del Distrito Federal (donde la variación del empleo está altamente correlacionada únicamente con la de Nuevo León).<sup>22</sup>

Los estados donde la variación del empleo presenta una correlación media, baja o cero con el empleo nacional 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 Puebla, Oaxaca y Chiapas no es significativamente distinta de cero; con Hidalgo, Tamaulipas y Tabasco es baja y con San Luis Potosí es media. 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 los estados vecinos (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. Ello es un

---

<sup>21</sup> La clasificación de las correlaciones en altas ( $\geq 0.85$ ), 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.

<sup>22</sup> El estado más importante es Jalisco; la variación anual del empleo formal en Jalisco está altamente correlacionada con las variaciones de 9 de los 10 estados del grupo de alta correlación –la excepción es el Distrito Federal. Le sigue en importancia Coahuila donde la variación del empleo está altamente correlacionada con las de 7 de los 10 estados. En tercer lugar figuran Tamaulipas, Nuevo León y Aguascalientes que presentan correlaciones altas con 6 de los 10 estados (Cuadro 2).

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.<sup>23</sup>

## V.2 Regresiones 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 11 estados de alta correlación entre las variaciones anuales del empleo estatal y el nacional<sup>24</sup>. El valor del coeficiente de determinación es 0.58 y 0.28 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 0.06 (Cuadro 4, panel 1). En otras palabras, en los estados con alto grado de correlación sólo el 15 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo se debería a factores específicos del estado; esta cifra sube a 42 y 72 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 al valor de 0.66 encontrado para los Estados Unidos (Blanchard y Katz, 1992).<sup>25</sup> Esto indica que 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 4, panel 1. Dado que la significancia estadística de los valores estimados para los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta$  de la regresión son sensibles a la

---

<sup>23</sup> La importancia de este grupo de estados en el comovimiento del empleo estatal en México está explicada sólo parcialmente por la proporción del empleo nacional formal que representan. Aunque tomados en su conjunto estos estados suman el 63 % del empleo formal nacional, los estados más importantes en términos de pautas de correlación *no* son los que más empleo formal contribuyen 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 México es 0.86, una de las más bajas dentro del grupo de correlaciones altas. Asimismo, 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, 1.9 y 4.0 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.

<sup>24</sup> El  $R^2$  promedio sube a 0.86 si excluimos al Distrito Federal y Guanajuato, las dos entidades de este grupo con  $R^2$  más bajos.

<sup>25</sup> El  $R^2$  promedio es 0.53 cuando el empleo agregado no incluye el empleo del estado en cuestión.

presencia de autocorrelación, éstos 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 4.

La ordenada al origen en la ecuación de regresión captura los efectos fijos en la variación anual del empleo estatal. En 16 estados  $\alpha$  es positiva; en 14 estados  $\alpha$  no es significativamente distinta de cero, por lo que el empleo varía sólo si lo hace el empleo nacional; finalmente en 2 estados,  $\alpha$  es negativa, indicando una tendencia decreciente del nivel de empleo formal en esos estados (Cuadro 4, 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  $\alpha = 0$ ). En 10 estados  $\beta > 1$ ; la mayoría de los cuales pertenece al grupo de alta correlación con el empleo nacional, como se esperaba. En 7 estados, la mayoría de ellos con 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  $\beta \neq 1$  (Cuadro 4, panel 2).

La diferencia con lo encontrado para Estados Unidos es importante también en este caso: mientras que en México sólo en 22 por ciento de los estados se observa una sensibilidad del empleo estatal al 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.<sup>26</sup>

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 20 de las 32 regresiones estimadas no se rechaza el supuesto

---

<sup>26</sup> 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.

de independencia (valor- $p < 0.05$ ); la cifra es algo menor (17 de 32) cuando se utiliza el test de Durbin-Watson; en 25 de 32 casos no se rechaza el supuesto de homoscedasticidad (utilizando la prueba de White; valor- $p > 0.05$ ); mientras que, según el estadístico de Jarque-Bera, en 20 de 32 estimaciones no se rechaza el supuesto de normalidad (Cuadro 4, panel 2).

Como mencionamos en la sección IV.2, 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 utilizando el método de los momentos generalizado (MMG). Encontramos que en 15 de las 32 entidades no se rechaza la hipótesis de que la causalidad va de las variaciones del empleo nacional a las variaciones del empleo estatal (valor- $p > 0.10$ ). Sin embargo, en 4 de 32 entidades, no se rechaza la causalidad inversa, y en 11 de 32 no se rechaza la doble causalidad. Finalmente, en 2 de 32 entidades no se pudo establecer ningún tipo de causalidad entre las variaciones del empleo estatal y nacional (Cuadro 4, panel 2).

Para las entidades donde la causalidad no es la “correcta” se re-estimaron las regresiones utilizando MMG.<sup>27</sup> Los resultados de estas regresiones son muy similares a los encontrados en la regresión por MCO (Cuadro 4, 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 sobre-identificación; valor- $p > 0.05$ ). Podemos interpretar todos estos resultados como indicando que

---

<sup>27</sup> En la estimación por MMG, se utilizó la matriz de pesos de Newey-West para la estimación de los errores estándar de los coeficientes, y 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.

existe un problema de inconsistencia en algunas de las regresiones estimadas por MCO, pero que éste 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 12 estados que tienen un crecimiento del empleo en parte autónomo del crecimiento del empleo nacional y 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 11 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 5).<sup>28</sup>

### V.3. Concordancia cíclica entre empleo estatal y nacional<sup>29</sup>

Si agrupamos a los estados según el grado de correlación entre la variación del empleo estatal y la del empleo nacional, se observa gráficamente que el empleo estatal muestra mayor concordancia cíclica con el empleo nacional en el grupo de estados de alta correlación (Gráfica 5). Esto es visible no solamente en términos de coincidencia temporal con el ciclo o duración de la fase recesiva, sino también en términos de la amplitud de las fluctuaciones.

La mayoría de los estados que presentan ciclos clásicos en el empleo formal permanente pertenecen al grupo de estados caracterizados por tener una correlación alta entre la variación del

---

<sup>28</sup> Algunos estados donde la variación del empleo está altamente correlacionada con la variación 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. Por el contrario, para Coahuila encontramos que  $\alpha < 0$  y  $\beta > 1$ , por lo que este estado tiene 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  $\beta$  no sólo está asociado al coeficiente de correlación sino también al cociente entre la desviación estándar del crecimiento del empleo en 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.

<sup>29</sup> El análisis de esta sección abarca el período julio 1997 a julio 2007 con el objetivo de capturar el comportamiento del empleo durante un ciclo completo de la economía mexicana.

empleo estatal y nacional y están geográficamente ubicados en el norte, centro oeste y centro del país. Como ya mencionamos en la sección anterior, el índice de concordancia cíclica pierde poder como medida del comovimiento si alguna de las economías (entre las cuales se busca establecer concordancia cíclica) no presenta ciclos en el empleo. Por esta razón hemos eliminado del análisis de esta sección a todos aquellos estados para los cuales nuestro algoritmo en *Matlab* de Bry y Boschan (1971) no encuentra ciclos clásicos en el empleo permanente. Con la excepción de Querétaro y Guanajuato, los estados excluidos del análisis son aquellos donde la variación del empleo estatal presenta correlaciones medias, bajas o nulas con la variación del empleo nacional; en particular, no encontramos ciclos clásicos en el empleo permanente de todos aquellos estados con correlación igual o menor a 0.7.<sup>30</sup>

La concordancia cíclica entre el empleo estatal y nacional es alta (igual o mayor a 0.9, Cuadro 6) en Distrito Federal (0.98), Tamaulipas (0.98), Baja California (0.96), Chihuahua (0.95), Sonora (0.94), Nuevo León (0.94) y Aguascalientes (0.90). La naturaleza de la concordancia cíclica varía, sin embargo, entre los estados (véase la Gráfica 6). El empleo en estos estados guarda, asimismo, una concordancia cíclica alta entre ellos; también guardan una concordancia cíclica alta con el empleo de Coahuila, aunque este estado no presenta un ciclo del empleo muy conformado con el empleo nacional (su valor de concordancia es 0.88). Cabe destacar que el Distrito Federal y Nuevo León son las entidades que mantienen concordancia alta con el mayor número de estados (7 estados), seguidos por Baja California (6 estados), Durango y Tamaulipas (5 estados).<sup>31</sup>

Los estados del centro del país, donde la correlación entre variación del empleo estatal y la nacional toma valores medios, se caracterizan por un grado de concordancia cíclica del empleo estatal y nacional más bajo: 0.89 en el Estado de México, 0.89 en Puebla, 0.78 en Hidalgo y 0.69 en

---

<sup>30</sup> Estos estados son Baja California Sur, Chiapas, Quintana Roo, Oaxaca, Campeche, Colima, Michoacán, San Luis Potosí, Sinaloa, Veracruz, Yucatán. Aun para aquellos estados que presentan ciclos pero que son de naturaleza irregular (por ejemplo, en términos de la duración de sus episodios recesivos), el índice de concordancia cíclica arroja cifras cuya interpretación se presta a confusión; éste es el caso de Guanajuato, Guerrero, Morelos, Nayarit, Querétaro, Tabasco y Zacatecas.

<sup>31</sup> El empleo en Jalisco tiene, inesperadamente, un grado de concordancia cíclica baja con el empleo nacional (0.83).

Tlaxcala y 0.88 en Durango. Asimismo, la concordancia cíclica entre el empleo de estos estados es generalmente baja (Cuadro 6).

#### *V.4. Correlaciones cíclicas entre los estados*

El coeficiente de correlación cíclica entre el empleo estatal y el nacional es alto (igual o mayor a 0.85) en muy pocos estados; éstos son Tamaulipas (0.96), Distrito Federal (0.94), Baja California (0.89), Chihuahua (0.87). Entre ellos, el coeficiente de correlación cíclica es aun más alto; y todos ellos tienen además un ciclo de empleo altamente correlacionado con el de Sonora, pero no con el ciclo del empleo de Nuevo León (Cuadro 7). En Nuevo León y Sonora las correlaciones cíclicas entre empleo estatal y nacional son levemente menores (0.84).

La correlación cíclica entre el empleo estatal y el nacional es menor aunque estadísticamente significativa en el resto de los estados incluidos en el análisis, con la excepción notable de Jalisco. Este grupo de estados incluye Estado de México (0.71), Puebla (0.76), Hidalgo (0.57) y Tlaxcala (0.51) en el centro del país, y a Coahuila (0.65), Durango (0.65) y Aguascalientes (0.72), en el norte y centro noroeste del país. Como era de esperarse del análisis de las secciones anteriores, la correlación cíclica del empleo entre ellos es igualmente baja; con excepción del Estado de México, donde el empleo tiene una correlación cíclica alta con el empleo en Nuevo León (0.86), y de Coahuila y Durango, donde los niveles de empleo mantienen también una alta correlación cíclica entre ellos (0.95).

Como vemos, la correlación cíclica es alta (media) en aquellos estados donde la correlación entre la variación del empleo estatal y nacional es asimismo alta (media). Sin embargo, sólo en cuatro de los once estados con correlación alta, también la correlación cíclica es alta. Asimismo, en aquellos estados donde el empleo tiene una correlación cíclica alta (media) con el empleo nacional, la relación lineal entre las variaciones anuales del empleo estatal y nacional está caracterizada por  $\alpha = 0$  y  $\beta > 1$  ( $\alpha \leq 0$  y  $\beta \geq 1$ ), con excepción del Distrito Federal, donde  $\alpha = 0$  y  $0 < \beta < 1$ . En

ningún caso donde la correlación cíclica entre empleo estatal y nacional es significativa encontramos que  $\alpha > 0$ .

## VI. Regionalización

En esta sección proponemos, a modo de aplicación de los resultados discutidos en la sección anterior, una regionalización de México basada en el grado de comovimiento del empleo en las entidades federativas. En la literatura internacional, el análisis macroeconómico realizado a nivel subnacional utiliza las regiones y no los estados como la unidad económica de análisis. En el caso de México todas las regionalizaciones que se han propuesto hasta ahora se basan en consideraciones estáticas o estructurales y no tienen en cuenta la dinámica económica inter- e intrarregional.

Definimos como región de empleo al conjunto de estados colindantes que son homogéneos con respecto al grado de comovimiento entre empleo estatal y nacional. Los resultados de la sección anterior indican que el comovimiento del empleo entre estados es alto sólo en aquellos casos donde las variaciones del empleo estatal están altamente correlacionadas con las del empleo agregado y donde el empleo tiene un comportamiento cíclico “clásico”; por ello, considerar el comovimiento entre empleo estatal y nacional de estados colindantes brinda información suficiente para definir las regiones. Por su parte, el criterio de colindancia se invoca para evitar que se incluyan en una misma región entidades federativas que, teniendo un grado similar de comovimiento con el empleo nacional, se encuentren geográficamente separadas por una tercera cuyo grado de comovimiento es muy distinto.

Para facilitar el ejercicio de regionalización construimos un índice de comovimiento por entidad federativa. Este índice resume en una sola cifra las diversas medidas de comovimiento y concordancia cíclica que hemos estimado. Consideramos seis medidas de comovimiento y para cada una de ellas definimos una escala de valores; estos valores luego se promedian para obtener el índice de comovimiento. La primera medida es el coeficiente de correlación entre las variaciones anuales del empleo estatal y nacional; esta medida toma los valores 3, 2, 1 y 0 según la correlación

sea alta, media, baja o nula. La segunda medida es dicotómica y se basa en la autonomía de la variación del empleo estatal respecto a la nacional; toma el valor -1 si  $\alpha > 0$  en la regresión (2) de la sección V.2, de lo contrario- si  $\alpha \leq 0$  en la mencionada regresión, la variable toma el valor 0. La tercera medida, también dicotómica, se basa en la sensibilidad de la variación del empleo estatal respecto del empleo nacional; toma el valor 1 si  $\beta \geq 1$  en la regresión (2) de la sección V.2, y toma el valor 0 si  $\beta < 1$  en dicha regresión. La cuarta medida es asimismo dicotómica y toma el valor 1 si el empleo presenta un comportamiento cíclico del tipo clásico, y 0 en el caso contrario. La quinta medida se basa en el grado de concordancia cíclica entre el empleo estatal y nacional y toma los valores 2, 1 y 0 según el índice de concordancia sea alto, bajo o nulo. La última medida es una escala del valor del coeficiente de correlación cíclica entre el empleo estatal y nacional y toma los valores 3, 2, 1 y 0 según la correlación sea alta, media, baja o nula.

De nuestra regla de asignación surgen 10 regiones de empleo (Cuadro 8, Gráfica 7). En orden decreciente del índice de comovimiento, éstas son: Noreste (NE), Noroeste (NO), Valle de México (VM), Norte (NT), Centro (CT), Occidente (OT), Sureste (SE), Centro Occidente (CO), Occidente Norte (ON) y Sur (SR). Los valores del índice en el Cuadro 8 fueron estandarizados para tomar valores entre 0 (ausencia de comovimiento) y 1 (máximo valor de comovimiento). La regionalización de México que surge de la aplicación de las medidas de comovimiento del empleo difiere de la utilizada por otros autores e instituciones, que definieron las regiones en función de su ubicación geográfica o según el grado de desarrollo socioeconómico en un momento determinado (Cuadro 9).

A continuación brindamos una justificación más detallada de las decisiones tomadas respecto de la inclusión o exclusión de ciertos estados en las distintas regiones. En primer lugar, vemos en el Cuadro 8 que Sonora, Distrito Federal, Aguascalientes y Nuevo León tienen un mismo valor para el índice de comovimiento pero que, con excepción del segundo y el tercero de ellos, éstos fueron asignados a regiones distintas. En este caso basta notar que no se cumple con el criterio

de colindancia, ya que entre estas entidades se interponen otras con niveles más bajos de comovimiento. En particular, entre Nuevo León y los estados asignados a la región Noroeste se interpone Coahuila, que no se asigna a dicha región por presentar un valor del índice de concordancia cíclica bajo. En segundo lugar tenemos el caso de Tamaulipas, que no pertenece a la región Norte por presentar una correlación cíclica mayor a la estimada en los estados de esa región. El tercer caso es el de Jalisco; éste estado no pertenece a la región Norte porque el empleo en ese estado presenta un crecimiento autónomo del crecimiento del empleo nacional y porque sus niveles de concordancia y correlación cíclicas con el empleo nacional son bajos; por otro lado, Jalisco no puede ser parte de las regiones Occidente Norte o Centro Occidente ya que a diferencia del empleo en esas regiones, el empleo en Jalisco presenta un claro comportamiento cíclico del tipo clásico. Asimismo, los estados asignados a la región Occidente Norte no pertenecen a las regiones Noroeste o Norte porque sus niveles de comovimiento son cercanos a cero. En quinto lugar notamos que lo que distingue a los estados de la región Centro de los estados de las regiones vecinas es la presencia de ciclos clásicos en el nivel de empleo. Por el contrario, lo que sitúa a Querétaro y Guanajuato en la región Centro Occidente es que el crecimiento del empleo es autónomo del nacional y que el nivel de empleo no tiene un comportamiento del tipo clásico. En séptimo lugar de nuestras consideraciones tenemos los casos de Guerrero y Morelos, tradicionalmente asignados a las regiones Sur y Centro, respectivamente, pero que nuestra regla asigna al Centro Occidente; el empleo de estos estados se distingue del empleo en la región Sur por presentar un grado de correlación medio entre las variaciones anuales del empleo estatal y la del nacional; asimismo, se distingue del comportamiento del empleo en la región Centro por no presentar un comportamiento cíclico clásico. El empleo en Yucatán se diferencia del empleo en la región Sur por no tener una clara tendencia de crecimiento autónoma del empleo nacional. Yucatán forma una región con Quintana Roo porque en ambos estados la variación anual del empleo presenta una correlación media con la variación anual del empleo nacional. Por último, los estados de la región Sur son muy homogéneos al no presentar el empleo formal un comportamiento cíclico, tener un crecimiento

autónomo del nacional y registrar correlaciones bajas o no significativas entre las variaciones del empleo estatal y nacional, distinguiéndose por lo tanto claramente del comportamiento del empleo en la región Centro.

Una discusión aparte merece el caso de Baja California Sur. En nuestro ejercicio de regionalización, Baja California Sur forma una región de empleo junto con Sinaloa y Nayarit debido a que las tres regiones presentan niveles muy similares del índice de comovimiento. El hecho de que la primera entidad esté separada de las dos últimas por el Golfo de California no viola el criterio de colindancia en un sentido estricto ya que, como antes mencionamos, éste se invoca para evitar que se incluyan en una misma región de empleo entidades federativas que, teniendo un valor similar del índice de comovimiento, se encuentran geográficamente separadas por una tercera cuyo valor del índice es muy distinto. Éste, obviamente, no es aquí el caso. Baja California Sur colinda por tierra solamente con Baja California; pero mientras que Baja California presenta el valor máximo del índice de comovimiento, Baja California Sur registra un valor muy cercano a cero. Alternativamente, Baja California Sur podría constituir una región de empleo en sí misma; sin embargo, una regionalización del país basada en 11 regiones no resulta mucho más útil (por ejemplo, para el análisis económico regional) que una basada en 10 regiones si la región adicional presenta un índice de comovimiento cercano a cero.

Cabe señalar que el problema de definir las regiones del país de manera que éstas sean homogéneas respecto de su dinámica económica fue ya planteado antes por Crone (1998, 2005) para el caso de los Estados Unidos. Crone, como nosotros, notó que el análisis de la dinámica regional no podía realizarse con base en una regionalización definida a partir de similitudes entre los estados que estuvieran medidas en un punto del tiempo; más bien, la homogeneidad económica debía estar basada en los patrones comunes que presentan los estados durante el ciclo económico. A partir de un análisis de *cluster* de *k*-medias aplicado al componente cíclico de los índices coincidentes estatales, el mencionado autor determinó ocho regiones económicas en los Estados Unidos.

Repetir el análisis de Crone para el caso de México iría más allá de los objetivos del presente estudio, por lo que ello se deja para la investigación futura. Sin embargo, fue posible mediante un ejercicio preliminar, basado en Crone (2005), verificar cuán robusta es la composición regional que nosotros proponemos. En Stata, y utilizando la regionalización propuesta arriba como punto de partida (*prior*), realizamos un análisis de *cluster* para determinar la conformación óptima de las diez regiones.<sup>32</sup> Realizamos tres estimaciones (Cuadro 10). En la primera, los estados fueron agrupados en regiones sólo teniendo en cuenta la colindancia o vecindad entre ellos. En la segunda, el análisis de cluster se realizó con base en la matriz de correlación de la variación anual del empleo entre los estados (Cuadro 2) y a la matriz de correlación cíclica (Cuadro 7). En estos dos primeros ejercicios, la conformación de las regiones resultantes se desvió de la regionalización propuesta. Sin embargo en el tercer ejercicio, cuando utilizamos los tres criterios (vecindad entre los estados, correlación entre estados de la variación anual del empleo y de los ciclos económicos), el algoritmo de Stata devolvió la regionalización propuesta. Ello significa que la regionalización propuesta por nosotros, y que está basada exclusivamente en el grado de comovimiento entre empleo estatal y nacional, es robusta en un análisis de cluster a la inclusión simultánea de otras consideraciones como el requisito de vecindad y medidas de comovimiento entre los estados.

## VII. Consideraciones Finales

El análisis realizado indica que el empleo formal permanente presenta un alto grado de comovimiento en once estados repartidos en tres regiones: Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila. Nuevo León y Tamaulipas en el norte; Jalisco, Aguascalientes, Guanajuato y Querétaro en el centro oeste; y Distrito Federal en el centro del país. En estos estados, las fluctuaciones del empleo están también altamente sincronizadas entre ellas y con las del empleo nacional.

---

<sup>32</sup> La técnica de agrupamiento (*clustering*) de *k*-medias opera en Stata de la siguiente manera: A partir de *k* regiones inicialmente propuestas por el investigador, las entidades federativas son reagrupadas de manera sucesiva y alternativa por Stata utilizando una medida de similitud (o disimilitud) – en nuestro caso, se busca minimizar la distancia cuadrada euclidiana al centro de cada cluster, donde la distancia se calcula sobre las distintas medidas de comovimiento reportadas en la sección V de este estudio- hasta que el algoritmo converge.

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. 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. Sin embargo, sólo en un subconjunto de siete estados el nivel de empleo presenta un grado alto de concordancia cíclica con el empleo nacional (los estados son Baja California, Sonora, Chihuahua, Nuevo León, Tamaulipas, Aguascalientes y el Distrito Federal); este número se reduce a cuatro (Baja California, Chihuahua, Tamaulipas y Distrito Federal) si el comovimiento se mide utilizando el coeficiente de correlación cíclica. El resultado indica que en México el grado de comovimiento entre empleo estatal y nacional es menor si a éste se lo mide como la coincidencia temporal en las fases del ciclo del empleo que si se lo mide como la coincidencia en la dirección y magnitud de las variaciones anuales del empleo.

En los estados aledaños al Distrito Federal (Estado de México, Puebla, Hidalgo y Tlaxcala) encontramos indicios de comovimiento entre el empleo estatal y el empleo nacional, pero de un menor grado. La correlación entre la variación anual del empleo estatal y nacional es menor en estos casos; la elasticidad del empleo estatal respecto del nacional es igualmente menor; y, en promedio, sólo un 58 por ciento de la variabilidad en el crecimiento del empleo en estos estados está asociada a la variación del empleo nacional. Si bien el nivel de empleo presenta claros ciclos clásicos en todos estos estados, la correlación cíclica con el nivel de empleo nacional presenta valores medios o bajos.

El empleo en el resto de los estados presenta un grado muy bajo o inexistente de comovimiento; la variación del empleo presenta una correlación baja o insignificante con el empleo nacional y el empleo no presenta ciclos de tipo clásico, por lo que no se evidencia ningún tipo de concordancia cíclica con el empleo nacional. En promedio, en esos estados sólo un 25 por ciento de la variabilidad del crecimiento del empleo estatal está asociado a movimientos del empleo nacional.

El análisis revela que, en promedio, el comovimiento del empleo estatal es menor en México que en Estados Unidos. Es decir, la variabilidad del crecimiento del empleo que es específica de los estados es mayor en México (45 por ciento) que en Estados Unidos (34 por ciento). La heterogeneidad es asimismo mayor en México en lo que respecta a la sensibilidad del empleo estatal respecto del empleo nacional (capturada por el parámetro  $\beta$ ); 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 22 por ciento de los estados tiene una sensibilidad igual al promedio.

Estos resultados constituyen una contribución sustancial al conocimiento actual sobre el comovimiento del empleo en las entidades federativas y dejan bien sentada la base para el estudio de la dinámica del empleo regional. La literatura previa no había estudiado el comovimiento del empleo estatal sino del regional (basándose en una regionalización arbitraria del país) y había concluido que el comovimiento es bastante homogéneo a través de las regiones. En este artículo mostramos que existe una mayor heterogeneidad respecto al grado de comovimiento del empleo a nivel de entidad federativa. Resultados similares se han reportado en la literatura para el caso de los países europeos (Marelli, 2002) y de los estados de Estados Unidos (Carlino y DeFina, 2004). Adicionalmente, las distintas medidas de comovimiento del empleo estimadas se utilizan en un ejercicio de regionalización del país. En tercer lugar, las conclusiones a las que llegamos en este artículo, respecto a los estados donde el comovimiento cíclico es más fuerte, son distintas de las conclusiones a las que llega la literatura sobre el comovimiento que está basada en el estudio de las fluctuaciones de la producción. Por último, los estudios anteriores a éste no estiman para el caso de México la concordancia o la correlación cíclicas del empleo estatal.

## BIBLIOGRAFÍA

- Banco de México (s/f). *Informe sobre la inflación*, varios números, Banco de México.
- Blanchard, O., y L. Katz (1992). “Regional Evolutions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-61.
- Bry, G. y C. Boschan (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, New York.
- Burns, A.F. y W.C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*, NBER, New 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, 298-315.
- Carvalho, V.M. y A.C. Harvey (2005). “Growth, cycles and convergence in US regional time series”, *International Journal of Forecasting*, 21, 667-686.
- Christiano, L.J. y T.J. Fitzgerald (1998). “The business cycle: It’s still a puzzle”, *Economic Perspectives*, 22, 4<sup>th</sup> Quarter, 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, 202-229.
- Cooper, R. y J. Haltiwanger (1990). “Inventories and the propagation of sectoral shocks”, *American Economic Review*, 80, 170-190.
- Crone, T.M. (1998). “Using state indexes to define economic regions in the US”, *Journal of Economic and Social Measurement*, 25, 259-275.
- Crone, T.M. (2005). “An alternative definition of economic regions in the United States based on similarities in state business cycles”, *Review of Economics and Statistics*, 87, 617-626.
- Croux, C., M. Forni y L. Reichlin (2001). “A measure of comovement for economic variables: Theory and empirics”, *Review of Economics and Statistics*, 83, 232-241.
- Cuevas, A., M. Messmacher, y A.M. Werner (2003). “Sincronización Macroeconómica entre México y sus Socios Comerciales del TLCAN”. Documento de Investigación No. 2003-01, Banco de México.
- Decressin, J. y A. Fatás (1995). “Regional labor market dynamics in Europe”, *European Economic Review*, 39, 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.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987). “Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, 55, 251-76.

Engle, R.F. y S. Kozicki (1993), "Testing for common features", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 369-396.

Erquizio Espinal, A. (2007). "Ciclos económicos secto-regionales en México:1980-2006". *Mimeo*: Universidad de Sonora.

Fatás, A. (1997). "EMU: Countries or regions? Lessons from the EMS experience", *European Economic Review*, 41, 743-751.

Greene, W.H. (1993). *Econometric Analysis*, second edition, Macmillan, New 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 Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne, Australia.

Harding, D. y A. Pagan (2002). "Dissecting the cycle: A methodological investigation". *Journal of Monetary Economics*, 49: 365-81.

Harding, D. y A. Pagan (2006). "Synchronization of cycles", *Journal of Econometrics*, 132: 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, 1-16.

INEGI (s/f). *Regiones socioeconómicas de México*, [www.inegi.org.mx](http://www.inegi.org.mx)

Kouparitsas, M. A. (2002). "Understanding U.S. regional cyclical comovement: How important are spillovers and common shocks?", *Economic Perspectives*, 26, 4<sup>th</sup> Quarter, Federal Reserve Bank of Chicago.

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 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*, vol. vii, 25, 103-127.

Mejía Reyes, P. y J. Campos Chávez (*en prensa*). "Are the Mexican states and the United States business cycles synchronized? Evidence from the Manufacturing Production", *Economía Mexicana, Nueva Época*.

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):

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), 117-154.

Proietti, T. (2005). “New algorithms for dating the business cycle”, *Computational Statistics & Data Analysis*, 49, 477-498.

Rissman, E.R. (1999). “Regional employment growth and the business cycles”, *Economic Perspectives*, 23, 4<sup>th</sup> Quarter, Federal Reserve Bank of Chicago.

Secretaría del Trabajo y Previsión Social (2009). Estadísticas del sector. [www.stps.gob.mx](http://www.stps.gob.mx)

Stock, J.H. y M.W. Watson (1988). “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.

Vahid, F. y R.F. Engle (1993). “Common trends and common cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.

Wackerly, D.D., W. Mendenhall y R.L. Scheaffer (1996). *Mathematical statistics with applications*, Belmont, California: Duxbury Press.

**Cuadro 1**  
**Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS, por Entidad Federativa,**  
**julio 1997 – abril 2009<sup>1/</sup>**  
**Variación anual en por ciento de datos desestacionalizados**

Entidad	Media	Mediana	Desv. Est.	Máximo	Mínimo	Coefficiente de variación
Quintana Roo	6.02	6.72	3.13	11.36	-0.93	0.52
Baja California Sur	5.32	6.37	3.90	11.02	-7.43	0.73
Chiapas	5.02	4.15	3.23	18.14	0.71	0.64
Campeche	4.68	4.08	2.91	12.81	-1.59	0.62
Tabasco	4.04	4.51	2.89	10.73	-2.77	0.72
Colima	3.80	4.18	1.65	6.90	-0.17	0.43
Querétaro	3.70	4.00	2.87	10.06	-4.43	0.78
Zacatecas	3.31	2.84	2.37	8.33	-0.88	0.72
Yucatán	3.23	2.06	2.97	9.07	-0.84	0.92
Michoacán	3.21	3.30	1.68	6.40	0.04	0.53
Guanajuato	3.12	2.54	2.33	8.19	-1.39	0.75
Nuevo León	3.06	3.89	2.72	7.52	-4.32	0.89
San Luis Potosí	3.01	2.95	1.81	6.44	-2.08	0.60
Jalisco	2.89	2.88	2.12	6.28	-1.57	0.73
Aguascalientes	2.87	2.56	3.83	9.78	-4.55	1.34
Sinaloa	2.75	2.71	1.26	5.55	0.05	0.46
Tamaulipas	2.51	3.10	3.81	9.11	-9.08	1.52
Oaxaca	2.50	2.51	1.32	5.12	-0.42	0.53
Nayarit	2.38	3.34	3.77	12.51	-7.39	1.58
Nacional	2.30	2.88	2.36	6.22	-3.66	1.03
Sonora	2.20	3.49	4.01	9.05	-8.10	1.82
Estado de México	2.07	1.97	2.84	8.07	-4.16	1.37
Baja California	2.06	2.65	4.78	9.50	-9.12	2.32
Veracruz	2.05	2.00	1.05	4.40	-0.64	0.51
Guerrero	2.00	2.17	1.93	5.64	-5.69	0.96
Hidalgo	1.67	1.32	3.78	10.27	-6.18	2.27
Morelos	1.60	1.69	1.43	4.39	-1.22	0.89
D.F.	1.47	1.37	1.92	4.58	-2.36	1.30
Coahuila	1.47	1.74	3.88	8.85	-10.09	2.64
Puebla	1.46	1.27	3.76	9.38	-7.06	2.58
Durango	0.63	1.30	4.13	6.69	-12.10	6.57
Chihuahua	0.50	1.80	5.64	8.18	-14.74	11.20
Tlaxcala	0.11	-0.74	6.01	14.46	-11.49	52.52

Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social.

1/ Las entidades están ordenadas por la media de la variación anual del empleo.

**Cuadro 2**  
**Correlación de la Variación Anual del Empleo entre los Estados Mexicanos, julio 1997 – abril 2009**  
**Coefficiente de correlación de Pearson**

	Ags	B.C.	B.C.S.	Camp	Chis	Chih	Coah	Col	D.F.	Dgo	Méx	Gto	Gro	Hgo	Jal	Mich	Mor	Nay	N.L.	Oax	Pue	Qro	Q.Roo	S.L.P.	Sin	Son	Tab	Tamp	Tlax	Ver	Yuc	Zac	Nal				
Ags	1																																				
B.C.	0.81	1																																			
B.C.S.	0.57	0.64	1																																		
Camp	-0.39	-0.43	-0.09*	1																																	
Chis	0.45	0.49	0.27	-0.34	1																																
Chih	0.81	0.94	0.71	-0.47	0.49	1																															
Coah	0.90	0.87	0.60	-0.51	0.51	0.87	1																														
Col	0.49	0.49	0.63	0.09*	0.26	0.50	0.50	1																													
D.F.	0.72	0.67	0.85	-0.29	0.21*	0.75	0.68	0.55	1																												
Dgo	0.71	0.77	0.47	-0.73	0.36	0.75	0.82	0.33	0.56	1																											
Méx	0.80	0.61	0.69	-0.06*	0.36	0.60	0.71	0.51	0.70	0.47	1																										
Gto	0.88	0.73	0.48	-0.21*	0.47	0.73	0.84	0.46	0.58	0.56	0.83	1																									
Gro	0.61	0.53	0.63	0.02*	0.43	0.50	0.44	0.43	0.63	0.33	0.71	0.53	1																								
Hgo	0.73	0.60	0.43	-0.34	0.54	0.59	0.80	0.43	0.52	0.57	0.72	0.84	0.45	1																							
Jal	0.91	0.85	0.74	-0.39	0.51	0.87	0.90	0.55	0.81	0.72	0.86	0.86	0.69	0.79	1																						
Mich	0.64	0.42	0.62	0.00*	0.25	0.39	0.53	0.70	0.70	0.32	0.74	0.56	0.59	0.59	0.65	1																					
Mor	0.74	0.64	0.69	-0.22*	0.36	0.72	0.67	0.59	0.84	0.43	0.67	0.66	0.63	0.63	0.82	0.67	1																				
Nay	-0.18*	-0.04*	0.31	0.09*	-0.43	0.04*	-0.21*	-0.07*	0.25	-0.02*	-0.09*	-0.30	0.05*	-0.35	-0.04*	-0.13*	0.07*	1																			
N.L.	0.87	0.81	0.77	-0.42	0.50	0.84	0.89	0.53	0.86	0.71	0.82	0.83	0.66	0.82	0.95	0.68	0.81	-0.05*	1																		
Oax	-0.14*	-0.32	-0.26	0.28	-0.22*	-0.32	-0.32	-0.15*	-0.2	-0.20*	0.04*	-0.09*	0.04*	-0.19*	-0.25	0.00*	-0.3	-0.02*	-0.3	1																	
Pue	0.84	0.71	0.38	-0.58	0.56	0.72	0.84	0.23	0.49	0.76	0.65	0.78	0.44	0.78	0.80	0.45	0.52	-0.25	0.77	-0.04*	1																
Qro	0.88	0.82	0.68	-0.26	0.47	0.82	0.90	0.56	0.77	0.66	0.84	0.87	0.66	0.83	0.94	0.67	0.80	-0.12*	0.93	-0.24	0.78	1															
Q.Roo	0.74	0.73	0.50	-0.25	0.42	0.67	0.67	0.43	0.43	0.58	0.57	0.57	0.50	0.43	0.69	0.40	0.50	-0.07*	0.55	-0.22*	0.67	0.64	1														
S.L.P.	0.65	0.69	0.73	-0.04*	0.15*	0.69	0.61	0.44	0.75	0.47	0.67	0.6	0.61	0.32	0.65	0.48	0.5	0.12*	0.7	-0.01*	0.39	0.66	0.42	1													
Sin	0.41	0.19*	0.60	-0.06*	0.06*	0.30	0.41	0.41	0.60	0.33	0.68	0.46	0.46	0.52	0.54	0.58	0.47	0.16*	0.63	0.17*	0.34	0.52	0.06*	0.46	1												
Son	0.77	0.88	0.77	-0.33	0.27	0.87	0.77	0.52	0.82	0.76	0.70	0.65	0.62	0.50	0.86	0.52	0.70	0.25	0.80	-0.18*	0.64	0.81	0.68	0.75	0.41	1											
Tab	0.10*	0.17*	0.24	0.24	-0.23	0.06*	-0.04*	0.20*	0.33	0.09*	0.26	0.04*	0.38	-0.11*	0.14*	0.35	0.15*	0.34	0.14*	0.27	-0.07*	0.16*	0.02*	0.40	0.22*	0.43	1										
Tamp	0.85	0.94	0.70	-0.35	0.54	0.93	0.91	0.62	0.71	0.73	0.71	0.82	0.56	0.71	0.88	0.56	0.69	-0.17*	0.88	-0.26	0.74	0.88	0.68	0.74	0.37	0.83	0.14*	1									
Tlax	0.80	0.70	0.34	-0.23	0.43	0.65	0.76	0.44	0.38	0.63	0.63	0.80	0.46	0.62	0.67	0.48	0.39	-0.35	0.64	0.14*	0.76	0.70	0.62	0.60	0.28	0.60	0.18*	0.80	1								
Ver	0.41	0.35	0.62	0.09*	0.00*	0.40	0.27	0.29	0.78	0.14*	0.51	0.37	0.60	0.25	0.49	0.53	0.62	0.40	0.56	0.04*	0.17*	0.48	0.13*	0.64	0.48	0.55	0.49	0.36	0.15*	1							
Yuc	0.74	0.68	0.26	-0.24	0.64	0.62	0.73	0.45	0.31	0.51	0.63	0.82	0.45	0.80	0.71	0.51	0.50	-0.51	0.64	-0.01*	0.81	0.74	0.60	0.31	0.21*	0.50	0.00*	0.76	0.82	0.05*	1						
Zac	0.50	0.26	0.25	-0.16*	0.33	0.27	0.49	0.37	0.32	0.43	0.63	0.55	0.42	0.71	0.53	0.60	0.37	-0.25	0.55	0.28	0.62	0.57	0.26	0.17*	0.64	0.34	0.23	0.43	0.59	0.14*	0.65	1					
Nal	0.92	0.90	0.77	-0.38	0.48	0.91	0.92	0.58	0.86	0.76	0.84	0.85	0.68	0.76	0.98	0.67	0.81	-0.02*	0.96	-0.21*	0.80	0.95	0.69	0.75	0.53	0.90	0.21*	0.94	0.73	0.54	0.70	0.51	1				

Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social.

\*/ El coeficiente no es estadísticamente distinto de cero (valor-p > 0.01).

**Cuadro 3**  
Estados Mexicanos por Grado de Correlación entre la Variación del Empleo Estatal  
y la del Empleo Nacional, julio 1997 – abril 2009<sup>1/</sup>

Grado	Estado	Coef. De Correlación
Alta	Jalisco	0.98
	Nuevo León	0.96
	Querétaro	0.95
	Tamaulipas	0.94
	Aguascalientes	0.92
	Coahuila	0.92
	Chihuahua	0.91
	Sonora	0.90
	Baja California	0.90
	Distrito Federal	0.86
	Guanajuato	0.85
Media	Estado de México	0.84
	Morelos	0.81
	Puebla	0.80
	Baja California Sur	0.77
	Hidalgo	0.76
	Durango	0.76
	San Luís Potosí	0.75
	Tlaxcala	0.73
	Yucatán	0.70
	Quintana Roo	0.69
	Guerrero	0.68
	Michoacán	0.67
Baja	Colima	0.58
	Veracruz	0.54
	Sinaloa	0.53
	Zacatecas	0.51
	Chiapas	0.48
Cero	Tabasco	0.21*
	Nayarit	-0.02*
	Oaxaca	-0.21*
Negativa	Campeche	-0.38

Fuente: Cuadro 2.

1/ Se adopta la siguiente clasificación *ad hoc* para los valores positivos del coeficiente de correlación,  $r_i$ : el coeficiente es alto cuando  $r_i \geq 0.85$ , toma valores medios cuando  $0.6 \leq r_i < 0.85$ , y es bajo cuando  $0.45 \leq r_i < 0.6$ .

\*/ El coeficiente no es estadísticamente distinto de cero (valor-p > 0.01).

**Cuadro 4**  
**Regresión de la Variación del Empleo Estatal en la del Empleo Nacional, julio 1997-abril 2009**

<i>Entidad</i>	(1)		(2)									(3)					
	$R^2$	DW	$\alpha$	$\beta$	$\rho$	$R^2$	Wald	DW	Q(11)	White	J-B	Granger (a) (b)		$\alpha$	$\beta$	$\rho$	J
Jalisco	0.95	0.30	1.01	0.83	0.86	0.99	16.84	1.80	5.60	0.78	6.50	2.59	0.62				
			5.56	19.67	18.72				0.85	0.68	0.04	0.01	0.82				
Nuevo León	0.93	0.15	0.51	1.14	0.92	0.99	6.80	1.59	9.55	4.04	0.06	2.50	0.49				
			1.60	21.03	27.57				0.48	0.13	0.97	0.01	0.92				
Querétaro	0.90	0.44	0.98	1.20	0.78	0.96	6.39	2.06	10.51	3.31	5.46	2.43	2.14	0.84	1.20	0.78	5.50
			3.46	15.40	13.88				0.40	0.19	0.07	0.01	0.02	3.46	16.01	15.91	0.48
Tamaulipas	0.88	0.10	-3.02	1.30	0.99	0.99	9.68	2.06	16.76	7.25	0.27	1.55	1.93	-2.13	1.44	0.97	11.47
			-0.50	13.41	34.47				0.08	0.03	0.87	0.12	0.04	-1.36	11.07	39.04	0.08
Aguascalientes	0.84	0.22	-0.24	1.25	0.89	0.97	4.12	1.96	23.08	1.39	6.67	2.25	0.99				
			-0.41	10.05	23.65				0.01	0.50	0.04	0.02	0.46				
Coahuila	0.84	0.09	-2.84	1.47	0.95	0.99	22.65	1.50	21.87	0.66	26.50	2.14	0.34				
			-3.26	14.82	33.99				0.02	0.72	0.00	0.02	0.98				
Chihuahua	0.83	0.07	-6.72	1.71	0.98	0.99	20.19	1.57	37.65	4.95	0.74	0.94	1.33				
			-1.47	10.85	38.33				0.00	0.08	0.69	0.51	0.22				
Sonora	0.82	0.07	-1.31	1.57	0.97	0.99	35.44	1.48	21.01	10.66	3.41	0.80	1.62	-0.48	1.48	0.97	2.59
			-1.13	16.40	41.39				0.02	0.00	0.18	0.65	0.10	-0.34	11.91	50.52	0.86
Baja California	0.81	0.05	-2.80	1.72	0.97	0.99	43.94	1.57	17.41	0.51	1.96	1.33	1.74	-3.60	1.65	0.98	6.86
			-1.73	15.89	46.14				0.07	0.77	0.38	0.22	0.07	-0.56	11.03	21.74	0.14
D.F.	0.73	0.06	0.22	0.69	0.96	0.98	37.44	1.66	30.78	2.23	31.27	1.34	2.33	5.77	0.75	0.99	4.11
			0.35	13.59	45.20				0.00	0.33	0.00	0.21	0.01	0.18	12.87	33.18	0.39
Guanajuato	0.73	0.09	1.05	0.76	0.94	0.98	10.88	1.70	8.72	0.99	2.12	1.78	0.88				
			1.77	10.58	37.46				0.56	0.61	0.35	0.06	0.57				
Estado de México	0.70	0.06	-0.02	1.14	0.97	0.98	2.20	1.35	59.67	0.43	11.09	3.36	1.89	-0.69	1.15	0.94	6.30
			-0.02	12.11	39.18				0.00	0.81	0.00	0.00	0.05	-0.80	5.34	11.39	0.18
Morelos	0.65	0.38	0.60	0.45	0.81	0.88	58.84	2.05	14.17	1.78	0.04	2.32	1.99	0.56	0.47	0.81	2.92
			2.19	6.24	15.61				0.17	0.41	0.98	0.01	0.03	2.41	10.52	17.07	0.82
Puebla	0.64	0.06	-1.70	1.15	0.95	0.98	1.63	1.56	15.56	4.58	0.47	4.18	3.52	-1.47	1.15	0.91	4.04
			-1.69	9.94	43.65				0.11	0.10	0.79	0.00	0.00	-1.97	8.66	23.76	0.40
Baja California Sur	0.60	0.09	2.47	1.29	0.95	0.96	3.52	1.44	20.63	1.14	0.11	2.46	2.47	2.19	1.44	0.86	1.98
			1.91	8.34	34.66				0.02	0.56	0.95	0.01	0.01	2.62	6.69	15.99	0.74
Hidalgo	0.57	0.12	-1.17	1.20	0.94	0.95	1.36	1.82	18.68	6.66	1.06	2.67	1.08				
			-0.95	6.90	30.08				0.05	0.04	0.59	0.00	0.39				
Durango	0.57	0.09	-2.22	1.71	0.97	0.96	16.40	1.21	60.81	6.81	2.64	0.85	1.37				
			-0.74	9.79	37.78				0.00	0.03	0.27	0.60	0.19				
San Luís Potosí	0.56	0.09	1.59	0.73	0.94	0.96	13.33	1.82	12.75	0.20	1.75	3.96	0.66				
			2.84	10.06	37.21				0.24	0.90	0.42	0.00	0.78				

Cuadro 4 (cont.)  
Regresión de la Variación del Empleo Estatal en la del Empleo Nacional, julio 1997-abril 2009

Entidad	(1)		(2)										(3)				
	R <sup>2</sup>	DW	$\alpha$	$\beta$	$\rho$	R <sup>2</sup>	Wald	DW	Q(11)	White	J-B	Granger (a) (b)		$\alpha$	$\beta$	$\rho$	J
Tlaxcala	0.53	0.09	-5.09	1.79	0.94	0.96	10.00	1.75	18.65	0.62	1.88	2.15	2.06	-5.76	1.82	0.94	3.66
			-2.50	7.16	35.92				0.05	0.73	0.39	0.02	0.03	-3.08	7.39	33.90	0.72
Yucatán	0.49	0.04	0.79	0.62	0.98	0.98	19.50	1.70	36.45	3.62	2.44	2.85	0.26				
			0.42	7.07	60.59				0.00	0.16	0.30	0.00	0.99				
Quintana Roo	0.47	0.21	3.49	0.99	0.89	0.89	0.01	1.43	14.99	0.30	813.08	2.02	1.09				
			3.92	5.36	22.39				0.13	0.86	0.00	0.03	0.37				
Guerrero	0.46	0.41	1.08	0.50	0.69	0.81	36.84	2.27	16.99	1.87	2.97	3.46	1.35				
			3.73	5.96	13.80				0.08	0.39	0.23	0.00	0.21				
Michoacán	0.44	0.15	2.47	0.40	0.92	0.92	36.95	2.05	16.78	0.37	3.84	2.74	1.99	2.44	0.33	0.93	10.63
			4.34	4.12	26.26				0.08	0.83	0.15	0.00	0.03	4.30	3.30	33.73	0.10
Colima	0.33	0.25	2.84	0.47	0.86	0.84	24.55	1.81	10.27	1.07	6.91	2.48	2.11	2.47	0.53	0.86	3.80
			6.15	4.35	20.17				0.42	0.59	0.03	0.01	0.02	4.87	4.39	21.35	0.70
Veracruz	0.29	0.29	1.41	0.34	0.86	0.81	65.71	2.32	9.98	3.89	172.29	1.69	1.39				
			4.42	4.24	17.87				0.44	0.14	0.00	0.08	0.18				
Sinaloa	0.28	0.16	1.80	0.67	0.95	0.90	12.53	1.80	6.49	0.85	8.65	2.27	1.89	1.49	0.73	0.95	10.94
			2.34	7.28	33.72				0.77	0.65	0.01	0.01	0.05	1.98	6.05	30.22	0.09
Zacatecas	0.26	0.08	2.30	0.82	0.97	0.95	1.83	2.01	15.47	2.90	15.66	1.72	2.36	1.05	0.82	0.94	2.37
			1.15	6.27	38.56				0.12	0.23	0.00	0.07	0.01	0.61	2.09	8.57	0.67
Chiapas	0.23	0.37	3.67	0.64	0.81	0.74	2.17	2.22	8.80	28.31	5,525.15	1.70	5.03	3.77	0.23	0.92	3.90
			3.91	2.66	15.65				0.55	0.00	0.00	0.08	0.00	3.51	1.15	12.09	0.69
Tabasco	0.04	0.10	3.52	0.65	0.96	0.91	3.18	1.28	34.73	11.93	0.90	2.34	0.75				
			1.96	3.38	34.56				0.00	0.00	0.64	0.01	0.70				
Nayarit	0.00	0.34	1.32	0.55	0.85	0.70	1.61	2.40	11.77	5.99	3,984.78	1.97	1.14				
			0.91	1.53	17.66				0.30	0.05	0.00	0.04	0.34				
Oaxaca	0.04	0.30	2.67	0.05	0.87	0.74	51.41	1.65	31.99	3.48	0.50	2.02	1.34				
			5.35	0.37	16.57				0.00	0.18	0.78	0.03	0.21				
Campeche	0.15	0.13	5.03	0.02	0.93	0.89	21.60	1.94	11.24	1.08	8.41	1.83	1.15				
			3.98	0.11	29.23				0.34	0.58	0.01	0.05	0.33				

Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

Notas:

En (1) se reporta el  $R^2$  y el estadístico Durbin-Watson (DW) de la regresión  $\Delta N_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$ , con  $t = 1, \dots, 130$ , estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La hipótesis nula de la prueba de Durbin-Watson es que  $\varepsilon_{it}$  no está autocorrelacionado en  $t$ ; ésta no es rechazada si el estadístico toma valores entre 1.74 y 2.26, y es rechazada a favor de la hipótesis alternativa de autocorrelación positiva si el estadístico DW es menor que 1.68 (valor-p < 0.05).

En (2) se reportan los resultados de la regresión  $\Delta N_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$ , con  $\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + v_{it}$ ,  $t = 1, \dots, 129$ , estimada por MCO. 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%, respectivamente. 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%, 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  $\varepsilon_{it}$ . Las hipótesis nulas de la pruebas de Jarque-Bera (J-B) y White son que el error de la regresión tiene una distribución normal y varianza 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  $\Delta N_{it}$  en el sentido de Granger; mientras que en (b) se reporta el estadístico correspondiente a la hipótesis nula de que  $\Delta N_{it}$  no causa a  $\Delta \bar{N}_t$  en el sentido de Granger; y debajo de cada uno de ellos se reporta el valor-p correspondiente.

En (3) se reportan los coeficientes del modelo  $\Delta N_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$ , con  $\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + v_{it}$ ,  $t = 1, \dots, 129$ , 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 sobre-identificación) éste no es distinto de cero —debajo del estadístico se reporta el valor-p.

**Cuadro 5**  
**Estados Mexicanos según la Relación Lineal entre la Variación del**  
**Empleo Estatal y la del Empleo Nacional**

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

Fuente: Cuadro 4, panel 2.

**Cuadro 6**  
**Índice de Concordancia Cíclica entre el Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS en Estados Mexicanos Seleccionados, julio 1997-julio 2007<sup>1/</sup>**

	Ags	B.C.	Chih	Coah	D.F.	Dgo	Méx	Hgo	Jal	N.L.	Pue	Son	Tamp	Tlax
B.C.	0.86													
Chih	0.85	0.99												
Coah	0.89	0.88	0.88											
D.F.	0.88	0.98	0.98	0.90										
Dgo	0.89	0.90	0.89	0.98	0.90									
Méx	0.91	0.85	0.84	0.92	0.87	0.90								
Hgo	0.71	0.74	0.73	0.69	0.75	0.67	0.77							
Jal	0.89	0.80	0.81	0.87	0.80	0.87	0.83	0.60						
N.L.	0.96	0.90	0.89	0.93	0.92	0.93	0.95	0.74	0.87					
Pue	0.83	0.85	0.84	0.80	0.87	0.79	0.88	0.83	0.72	0.85				
Son	0.84	0.97	0.98	0.87	0.97	0.87	0.83	0.72	0.83	0.88	0.83			
Tamp	0.88	0.98	0.97	0.89	0.99	0.89	0.88	0.76	0.81	0.93	0.88	0.96		
Tlax	0.60	0.71	0.70	0.64	0.71	0.64	0.68	0.66	0.51	0.64	0.78	0.68	0.70	
Nal	0.90	0.96	0.95	0.88	0.98	0.88	0.89	0.78	0.83	0.94	0.89	0.94	0.98	0.69

Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ La estimación del índice de concordancia cíclica se realiza siguiendo la metodología propuesta por Harding y Pagan (2002). Las fechas de las fases de expansión y recesión del empleo fueron determinadas usando el 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).

**Cuadro 7**  
**Correlación Cíclica entre el Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS**  
**en Estados Mexicanos Seleccionados, julio 1997-julio 2007<sup>1/</sup>**

	Ags	B.C.	Chih	Coah	D.F.	Dgo	Méx	Hgo	Jal	N.L.	Pue	Son	Tamp	Tlax
B.C.	0.63													
	<i>2.55</i> <sup>2/</sup>													
Chih	0.59	0.98												
	<i>2.43</i>	<i>3.58</i>												
Coah	0.65	0.70	0.67											
	<i>2.41</i>	<i>2.87</i>	<i>2.76</i>											
D.F.	0.68	0.96	0.94	0.74										
	<i>2.65</i>	<i>3.62</i>	<i>3.48</i>	<i>2.95</i>										
Dgo	0.65	0.74	0.71	0.95	0.74									
	<i>2.37</i>	<i>2.95</i>	<i>2.84</i>	<i>2.91</i>	<i>2.94</i>									
Méx	0.74	0.61	0.59	0.77	0.66	0.72								
	<i>2.62</i>	<i>2.83</i>	<i>2.69</i>	<i>2.88</i>	<i>2.99</i>	<i>2.77</i>								
Hgo	0.46	0.47	0.45	0.37	0.51	0.33	0.56							
	<i>2.36</i>	<i>2.11</i>	<i>2.02</i>	<i>2.00</i>	<i>2.31</i>	<i>1.77</i>	<i>3.01</i>							
Jal	0.55	0.46	0.47	0.56	0.46	0.56	0.50	0.19						
	<i>1.38</i>	<i>1.43</i>	<i>1.43</i>	<i>1.39</i>	<i>1.42</i>	<i>1.39</i>	<i>1.38</i>	<i>1.11</i>						
N.L.	0.87	0.74	0.71	0.80	0.79	0.80	0.86	0.50	0.56					
	<i>2.58</i>	<i>3.10</i>	<i>2.99</i>	<i>2.76</i>	<i>3.19</i>	<i>2.73</i>	<i>2.94</i>	<i>2.60</i>	<i>1.39</i>					
Pue	0.62	0.66	0.64	0.54	0.70	0.50	0.74	0.67	0.33	0.67				
	<i>2.66</i>	<i>2.85</i>	<i>2.72</i>	<i>2.65</i>	<i>3.05</i>	<i>2.48</i>	<i>3.41</i>	<i>3.66</i>	<i>1.32</i>	<i>3.11</i>				
Son	0.53	0.92	0.94	0.62	0.92	0.62	0.55	0.44	0.50	0.67	0.62			
	<i>2.08</i>	<i>3.21</i>	<i>3.20</i>	<i>2.49</i>	<i>3.18</i>	<i>2.55</i>	<i>2.46</i>	<i>1.95</i>	<i>1.43</i>	<i>2.76</i>	<i>2.52</i>			
Tamp	0.69	0.94	0.92	0.71	0.98	0.71	0.67	0.53	0.47	0.80	0.72	0.89		
	<i>2.64</i>	<i>3.48</i>	<i>3.36</i>	<i>2.87</i>	<i>3.58</i>	<i>2.87</i>	<i>2.99</i>	<i>2.41</i>	<i>1.41</i>	<i>3.18</i>	<i>3.08</i>	<i>3.08</i>		
Tlax	0.39	0.54	0.53	0.45	0.54	0.45	0.50	0.34	0.25	0.45	0.63	0.50	0.53	
	<i>2.40</i>	<i>2.80</i>	<i>2.72</i>	<i>2.57</i>	<i>2.85</i>	<i>2.53</i>	<i>2.85</i>	<i>1.56</i>	<i>1.34</i>	<i>2.73</i>	<i>4.01</i>	<i>2.52</i>	<i>2.81</i>	
Nal	0.72	0.89	0.87	0.65	0.94	0.65	0.71	0.57	0.49	0.84	0.76	0.84	0.96	0.51
	<i>2.61</i>	<i>3.21</i>	<i>3.10</i>	<i>2.70</i>	<i>3.31</i>	<i>2.67</i>	<i>2.95</i>	<i>2.57</i>	<i>1.39</i>	<i>3.06</i>	<i>3.11</i>	<i>2.86</i>	<i>3.30</i>	<i>2.70</i>

Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ 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 usando el 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).

2/ El estadístico *t* (que se muestra en cursiva debajo de cada coeficiente de correlación, y cuyos valores críticos son 1.66, 1.98 y 2.61 al 10, 5 y 1%, respectivamente) 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.

**Cuadro 8**  
**Regiones de Empleo en México.**  
**Clasificación basada en el Índice de Comovimiento del Empleo por Entidad Federativa**

Región	Estado	Correlación Variación Anual <sup>a</sup>	Variación Anual Autónoma <sup>b</sup>	Sensibilidad Variación Anual <sup>c</sup>	Presencia de Ciclos Clásicos	Concordancia Cíclica <sup>d</sup>	Correlación Cíclica <sup>e</sup>	Índice Comovimiento Entidad <sup>f</sup>	Promedio Regional
Noreste (NE)	Tamaulipas	3	0	1	1	2	3	1.00	1.00
Noroeste (NO)	Baja California	3	0	1	1	2	3	1.00	0.97
	Chihuahua	3	0	1	1	2	3	1.00	
	Sonora	3	0	1	1	2	2	0.90	
Valle de México (VM)	Distrito Federal	3	0	0	1	2	3	0.90	0.90
Norte (NT)	Aguascalientes	3	0	1	1	2	2	0.90	0.70
	Coahuila	3	0	1	1	1	2	0.80	
	Durango	2	0	1	1	1	2	0.70	
	Nuevo León	3	0	1	1	2	2	0.90	
	Zacatecas	1	0	1	0	0	0	0.20	
Centro (CT)	Hidalgo	2	0	1	1	1	1	0.60	0.65
	Estado de México	2	0	1	1	1	2	0.70	
	Puebla	2	0	1	1	1	2	0.70	
	Tlaxcala	2	0	1	1	1	1	0.60	
Occidente (OT)	Jalisco	3	-1	0	1	1	1	0.50	0.50
Sureste (SE)	Quintana Roo	2	-1	0	0	0	0	0.10	0.15
	Yucatán	2	0	0	0	0	0	0.20	
Centro Occidente (CT)	Colima	1	-1	0	0	0	0	0.00	0.11
	Guerrero	2	-1	0	0	0	0	0.10	
	Guanajuato	3	-1	0	0	0	0	0.20	
	Michoacán	2	-1	0	0	0	0	0.10	
	Morelos	2	-1	0	0	0	0	0.10	
	Querétaro	3	-1	0	0	0	0	0.20	
Occidente Norte (ON)	San Luis Potosí	2	-1	0	0	0	0	0.10	0.03
	Baja California Sur	2	-1	0	0	0	0	0.10	
	Nayarit	0	0	0	0	0	0	0.00	
Sur (SR)	Sinaloa	1	-1	0	0	0	0	0.00	0.00
	Campeche	0	-1	0	0	0	0	0.00	
	Chiapas	1	-1	0	0	0	0	0.00	
	Oaxaca	0	-1	0	0	0	0	0.00	
	Tabasco	0	-1	0	0	0	0	0.00	
	Veracruz	1	-1	0	0	0	0	0.00	

Fuente: Cuadros 2-7. Notas: (a) Los valores 3, 2, 1 y 0 indican correlaciones altas, medias, bajas y cero, respectivamente, entre las variaciones anuales del empleo estatal y nacional; (b) La variación anual autónoma es -1 si  $\alpha > 0$  en la regresión  $\Delta N_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta \bar{N}_t + \varepsilon_{it}$  y cero si  $\alpha \leq 0$ ; (c) La sensibilidad de la variación anual toma el valor 1 si  $\beta \geq 1$  en la misma regresión; (d) El grado de concordancia cíclica toma tres valores 2, 1 y 0 según éste sea alto, bajo y nulo, respectivamente; (e) Los valores 3, 2, 1 y 0 indican correlaciones cíclicas altas, medias, bajas y cero, respectivamente, entre las series del empleo estatal y nacional; (f) El índice de comovimiento es el valor estandarizado a una escala de 0 a 1 del promedio simple de los indicadores anteriores.

**Cuadro 9**  
**Regiones de México según el Comovimiento entre Empleo Estatal y Nacional**  
**y según otras clasificaciones alternativas**

Región	Estado	Banxico	Cuevas et al. (2003)	INEGI
Noroeste (NO)	Baja California	Norte	Norte	Estrato 5
	Chihuahua	Norte	Norte	Estrato 5
	Sonora	Norte	Norte	Estrato 5
Norte (NT)	Aguascalientes	Centro Norte	Norte-Centro	Estrato 6
	Coahuila	Norte	Norte	Estrato 6
	Durango	Centro Norte	Norte-Centro	Estrato 3
	Nuevo León	Norte	Norte	Estrato 6
	Zacatecas	Centro Norte	Norte-Centro	Estrato 3
Noreste (NE)	Tamaulipas	Norte	Norte	Estrato 5
Valle de México (VM)	Distrito Federal	Centro	Valle de México	Estrato 7
Centro (CT)	Hidalgo	Centro	Centro	Estrato 2
	Estado de México	Centro	Valle de México	Estrato 4
	Puebla	Centro	Centro	Estrato 2
	Tlaxcala	Centro	Centro	Estrato 3
Occidente (OT)	Jalisco	Centro Norte	Pacífico	Estrato 6
Occidente Norte (ON)	Baja California Sur	Centro Norte	Pacífico	Estrato 5
	Nayarit	Centro Norte	Pacífico	Estrato 4
	Sinaloa	Centro Norte	Pacífico	Estrato 4
Centro Occidente (CO)	Colima	Centro Norte	Pacífico	Estrato 4
	Guerrero	Sur	Sur	Estrato 1
	Guanajuato	Centro	Norte-Centro	Estrato 3
	Michoacán	Centro Norte	Sur	Estrato 3
	Morelos	Centro	Centro	Estrato 4
	Querétaro	Centro	Norte-Centro	Estrato 4
	San Luis Potosí	Centro Norte	Norte-Centro	Estrato 2
Sur (SR)	Campeche	Sur	Golfo	Estrato 2
	Chiapas	Sur	Sur	Estrato 1
	Oaxaca	Sur	Sur	Estrato 1
	Tabasco	Sur	Golfo	Estrato 2
	Veracruz	Sur	Golfo	Estrato 2
Sureste (SE)	Quintana Roo	Sur	Golfo	Estrato 4
	Yucatán	Sur	Golfo	Estrato 4

Fuente: Cuadro 8, Banco de México(s/f), Cuevas et al. (2003) e INEGI (s/f).

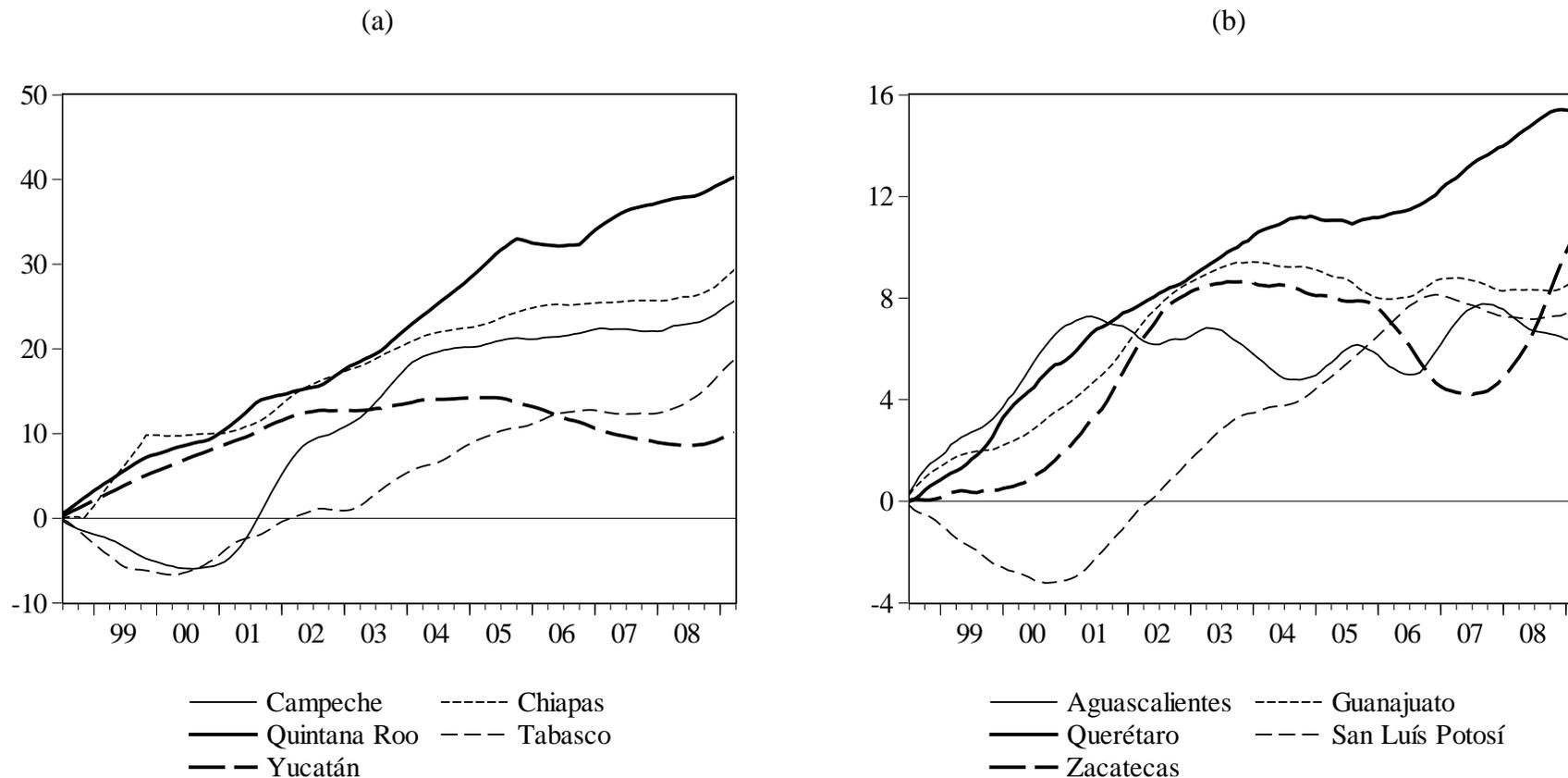
Cuadro 10  
Regiones de Empleo en México.  
Clasificación basada en el análisis de clusters.<sup>1/</sup>

Región	Inicial ( <i>prior</i> )	Estimación 1	Estimación 2	Estimación 3
Noroeste (NO)	Baja California Chihuahua Sonora	Baja California Chihuahua Sonora Baja California Sur	Baja California Chihuahua Sonora	Baja California Chihuahua Sonora
Norte (NT)	Aguascalientes Coahuila Durango Nuevo León Zacatecas	Aguascalientes Coahuila Nuevo León Zacatecas San Luis Potosí	Aguascalientes Coahuila Durango	Aguascalientes Coahuila Durango Nuevo León Zacatecas
Noreste (NE)	Tamaulipas	Tamaulipas	Tamaulipas Nuevo León	Tamaulipas
Valle de México (VM)	Distrito Federal	Distrito Federal Guerrero Morelos	Distrito Federal	Distrito Federal
Centro (CT)	Hidalgo Estado de México Puebla Tlaxcala	Hidalgo Estado de México Puebla Tlaxcala	Hidalgo Estado de México Puebla Tlaxcala	Hidalgo Estado de México Puebla Tlaxcala
Occidente	Jalisco	Jalisco	Jalisco	Jalisco
Occidente Norte (ON)	Baja California Sur Nayarit Sinaloa	Nayarit Sinaloa Durango	Sinaloa Veracruz	Baja California Sur Nayarit Sinaloa
Centro Occidente (CO)	Colima Guanajuato Guerrero Michoacán Morelos Querétaro San Luis Potosí	Colima Guanajuato Michoacán Querétaro	Colima Guanajuato Guerrero Michoacán Morelos Querétaro San Luis Potosí Zacatecas Baja California Sur	Colima Guanajuato Guerrero Michoacán Morelos Querétaro San Luis Potosí
Sur (SR)	Campeche Chiapas Oaxaca Tabasco Veracruz	Chiapas Oaxaca Tabasco Veracruz	Campeche Oaxaca Tabasco Nayarit	Campeche Chiapas Oaxaca Tabasco Veracruz
Sureste (SE)	Quintana Roo Yucatán	Quintana Roo Yucatán Campeche	Quintana Roo Yucatán Chiapas	Quintana Roo Yucatán

Fuente: Estimación en Stata a partir de Cuadros 2, 7 y 8.

1/ La regionalización *Inicial* corresponde a la propuesta en el Cuadro 8 y es utilizada como *prior* en el análisis de cluster realizado en Stata. La Estimación 1, corresponde a la regionalización obtenida utilizando el *prior* y una matriz de 1 y 0 para indicar colindancia entre los estados. La estimación 2 presenta la regionalización obtenida a partir del *prior*, de la matriz de correlación de las variaciones anuales del empleo entre los estados y de la matriz de correlación cíclica entre los estados. La estimación 3 arrojó una regionalización idéntica a inicial y fue obtenida a partir del *prior*, la matriz de 1 y 0 para indicar colindancia entre los estados, la matriz de correlación de las variaciones anuales del empleo entre los estados y la matriz de correlación cíclica entre los estados.

Gráfica 1  
 Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS, julio 1997 – abril 2009  
 Variación anual relativa acumulada en por ciento<sup>1/</sup>

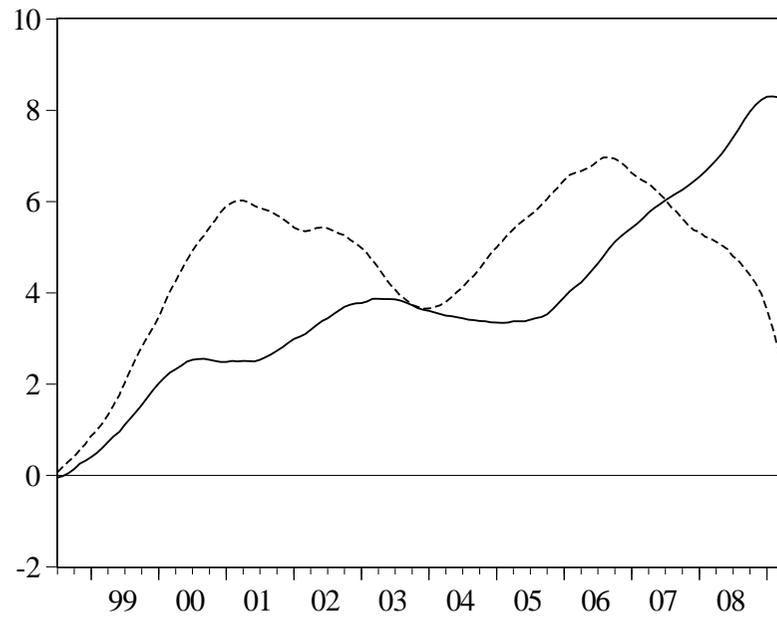


Fuente. Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ Diferencia entre las tasas de crecimiento anual del empleo en la entidad federativa y el país acumulada desde el inicio del periodo de análisis hasta el periodo  $t$ .

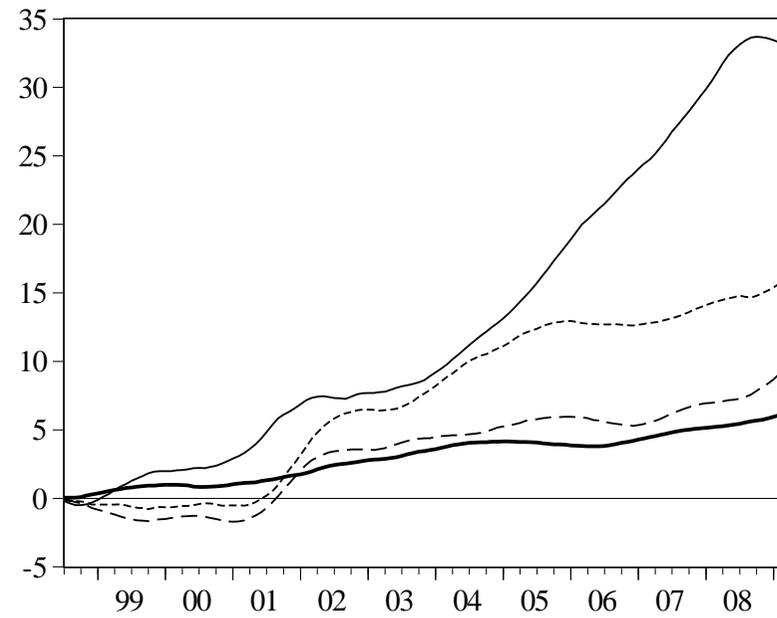
Gráfica 1 (cont.)  
 Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS, julio 1997 – abril 2009  
 Variación anual relativa acumulada en por ciento<sup>1/</sup>

(c)



— Nuevo León  
 - - - Tamaulipas

(d)



— Baja California Sur  
 — Jalisco  
 - - - Colima  
 - · - Michoacán

Fuente. Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ Diferencia entre las tasas de crecimiento anual del empleo en la entidad federativa y el país acumulada desde el inicio del periodo de análisis hasta el periodo  $t$ .

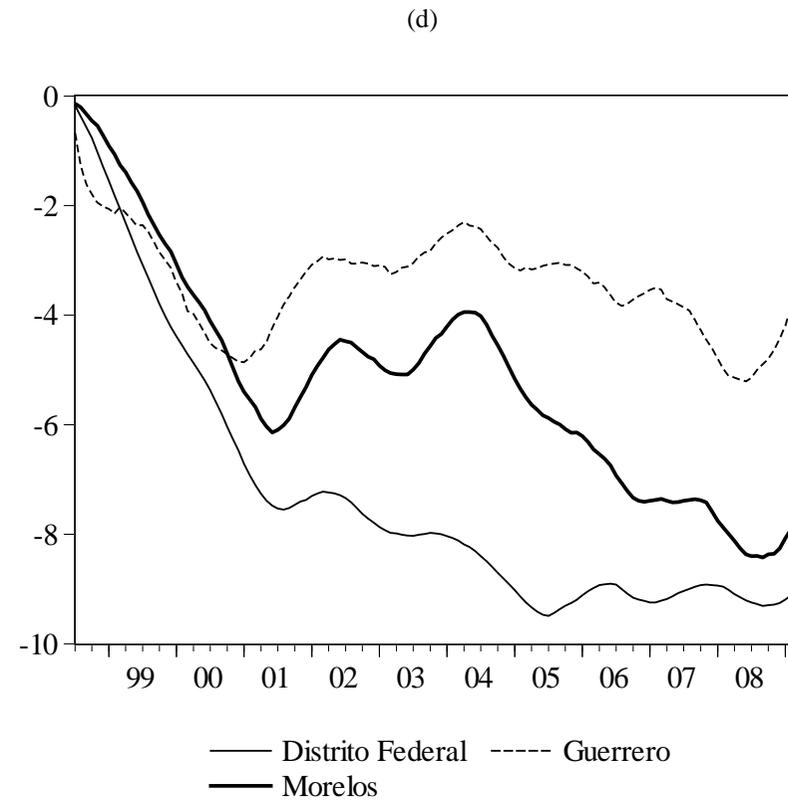
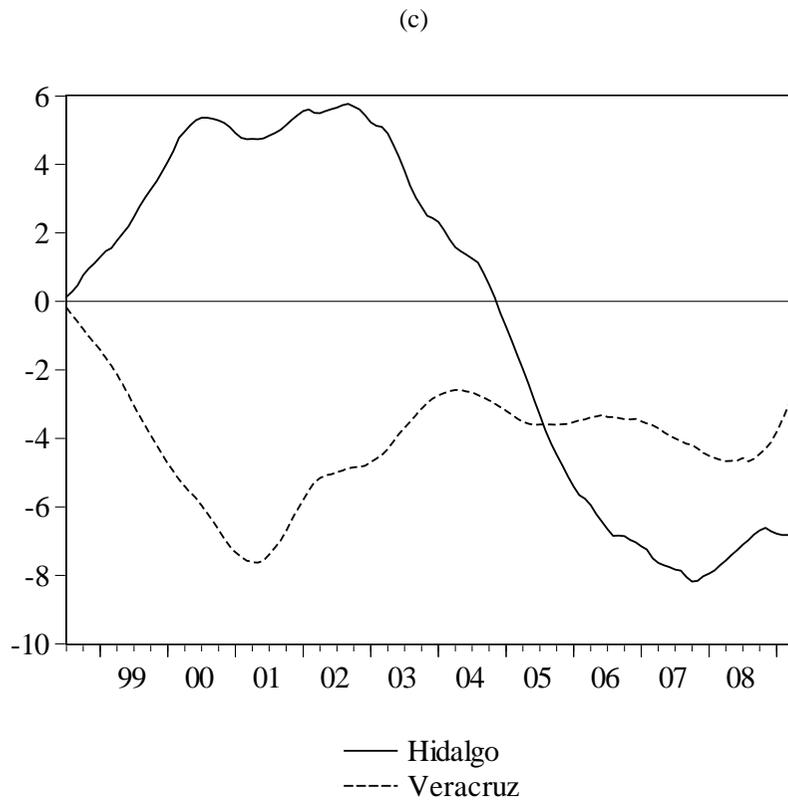
Gráfica 2  
 Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS, julio 1997 – abril 2009  
 Variación anual relativa acumulada en por ciento<sup>1/</sup>



Fuente. Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ Diferencia entre las tasas de crecimiento anual del empleo en la entidad federativa y el país acumulada desde el inicio del periodo de análisis hasta el periodo  $t$ .

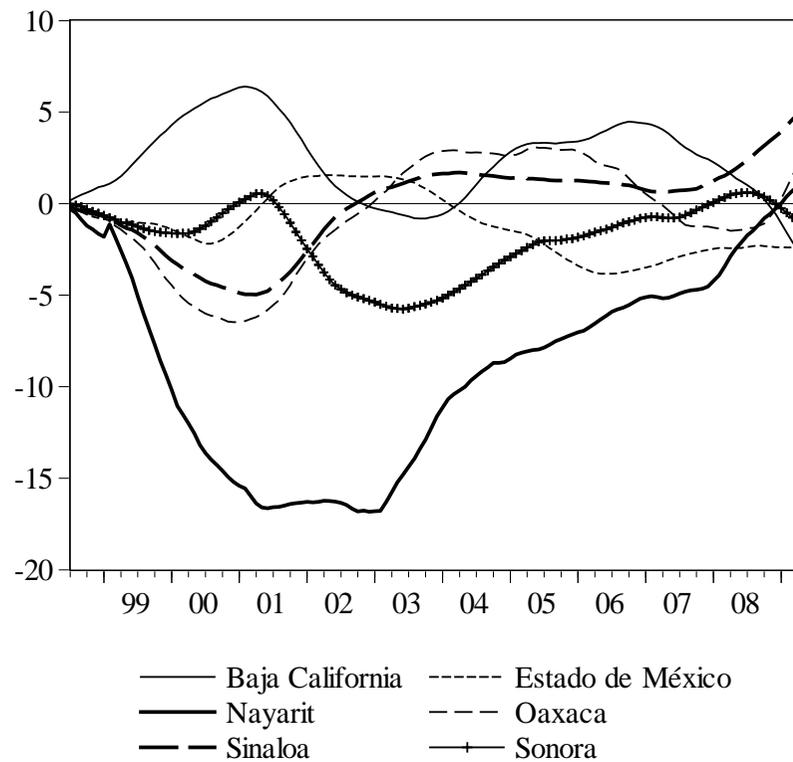
Gráfica 2 (cont.)  
 Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS, julio 1997 – abril 2009  
 Variación anual relativa acumulada en por ciento<sup>1/</sup>



Fuente. Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ Diferencia entre las tasas de crecimiento anual del empleo en la entidad federativa y el país acumulada desde el inicio del periodo de análisis hasta el periodo  $t$ .

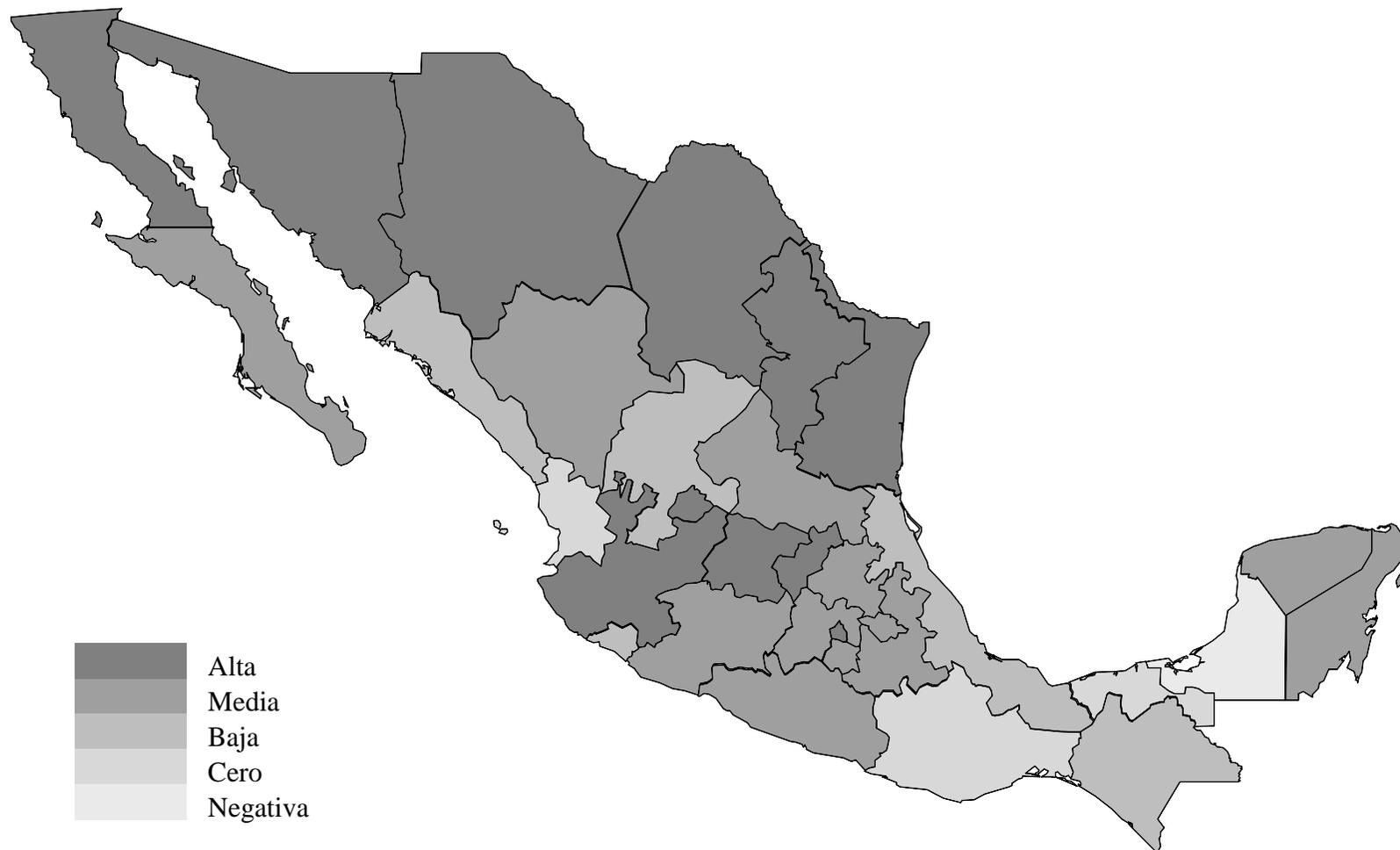
Gráfica 3  
 Número de Trabajadores Permanentes Asegurados en el IMSS, julio 1997 – abril 2009  
 Variación anual relativa acumulada en por ciento<sup>1/</sup>



Fuente. Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

1/ Diferencia entre las tasas de crecimiento anual del empleo en la entidad federativa y el país acumulada desde el inicio del periodo de análisis hasta el periodo  $t$ .

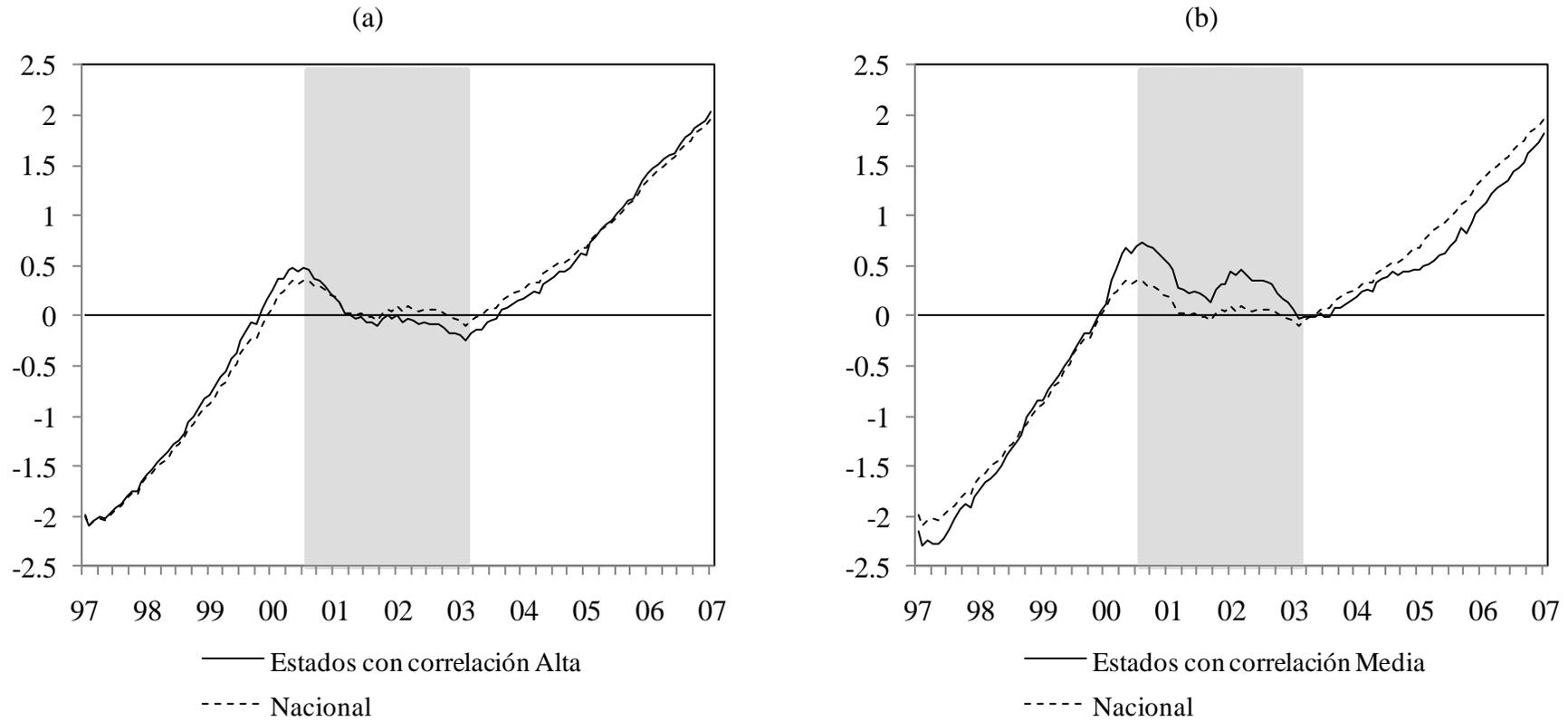
Gráfica 4  
Estados Mexicanos por Grado de Correlación entre la Variación del Empleo Estatal  
y la del Empleo Nacional, julio 1997 – abril 2009



Fuente: Cuadro 3.

Gráfica 5

Empleo Nacional y por Grupo de Estados, según el Grado de Correlación entre el Empleo Estatal y Nacional, julio 1997- julio 2007<sup>1/</sup>  
 Valor normalizado del logaritmo<sup>2/</sup>



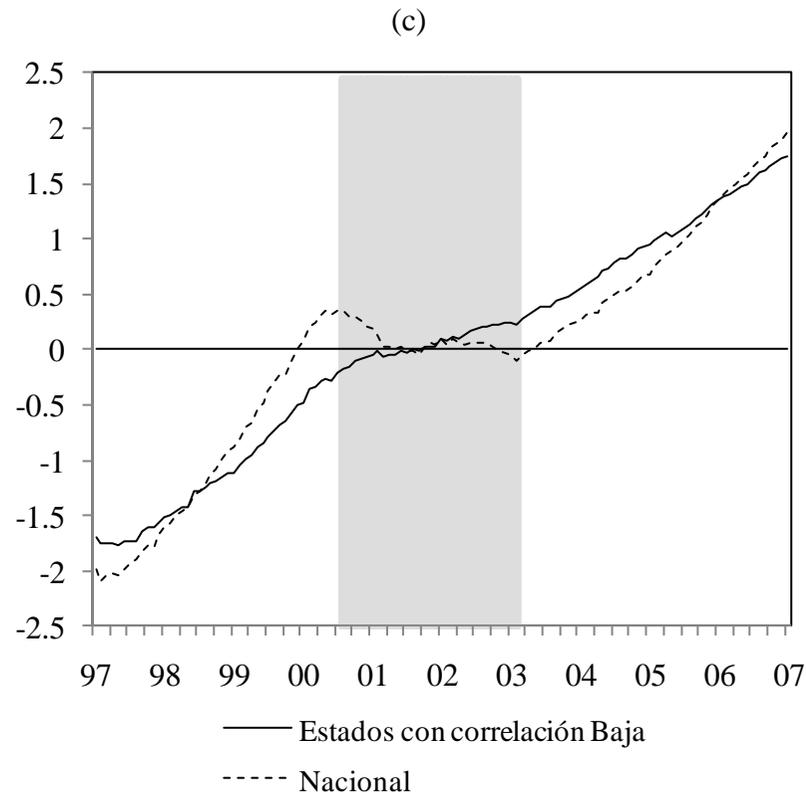
Fuente. Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

<sup>1/</sup> El sombreado indica la fase recesiva del empleo nacional, de febrero 2001 a agosto 2003

<sup>2/</sup> El valor normalizado del logaritmo se obtiene de restar a cada observación de la serie (en logaritmos) la media y dividirla por la desviación estándar; de esta forma se obtiene una serie con media cero y desviación estándar igual a la unidad

Gráfica 5 (cont.)

Empleo Nacional y por Grupo de Estados, según el Grado de Correlación entre el Empleo Estatal y Nacional, julio 1997-julio 2007<sup>1/</sup>  
Valor normalizado del logaritmo<sup>2/</sup>

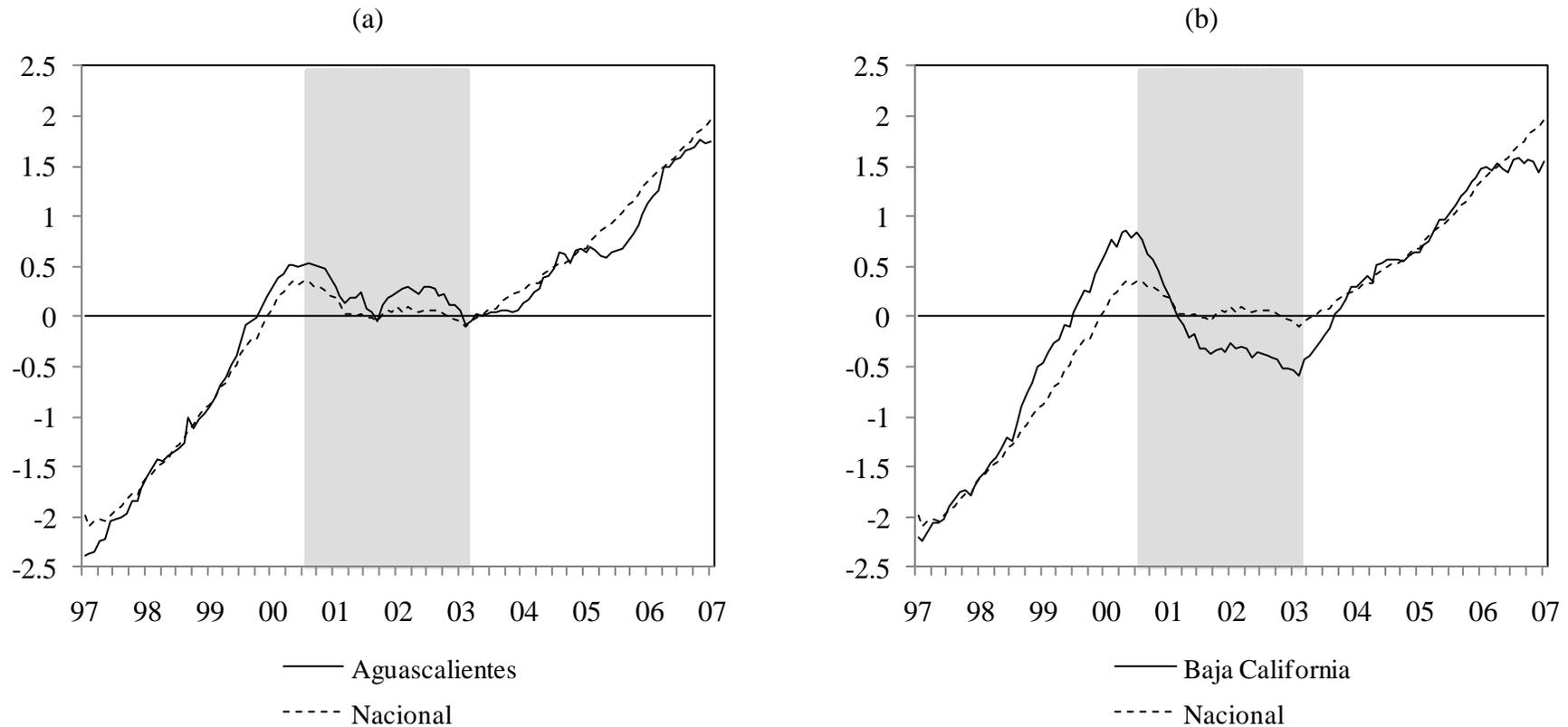


Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

<sup>1/</sup> El sombreado indica la fase recesiva del empleo nacional, de febrero 2001 a agosto 2003

<sup>2/</sup> El valor normalizado del logaritmo se obtiene de restar a cada observación de la serie (en logaritmos) la media y dividirla por la desviación estándar; de esta forma se obtiene una serie con media cero y desviación estándar igual a la unidad

Gráfica 6  
 Empleo Nacional y Estatal en los Estados con Alto Índice de Concordancia Cíclica, julio 1997 – julio 2007<sup>1/</sup>  
 Valor normalizado del logaritmo<sup>2/</sup>

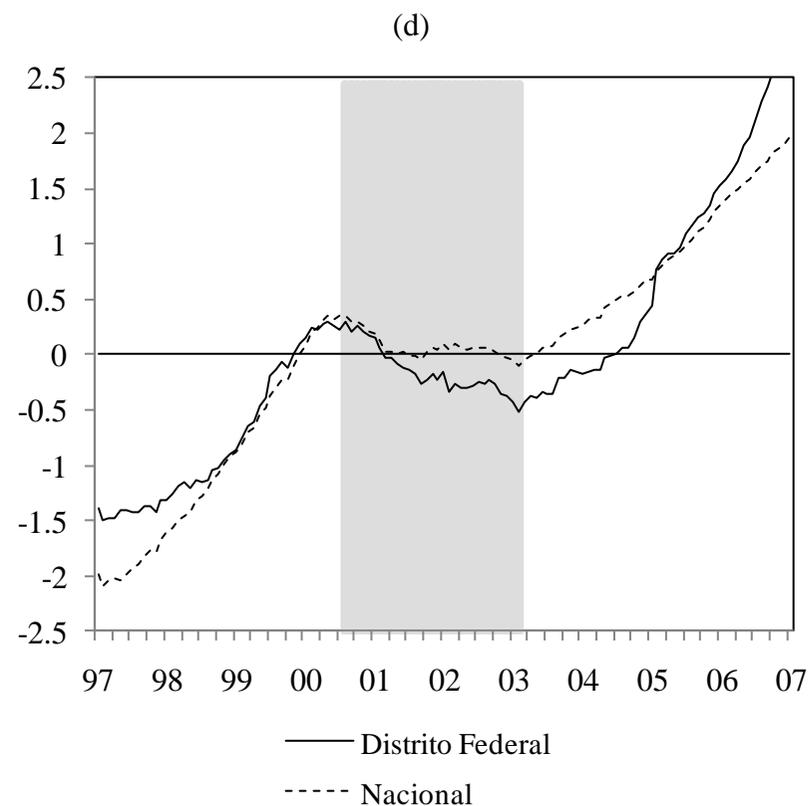
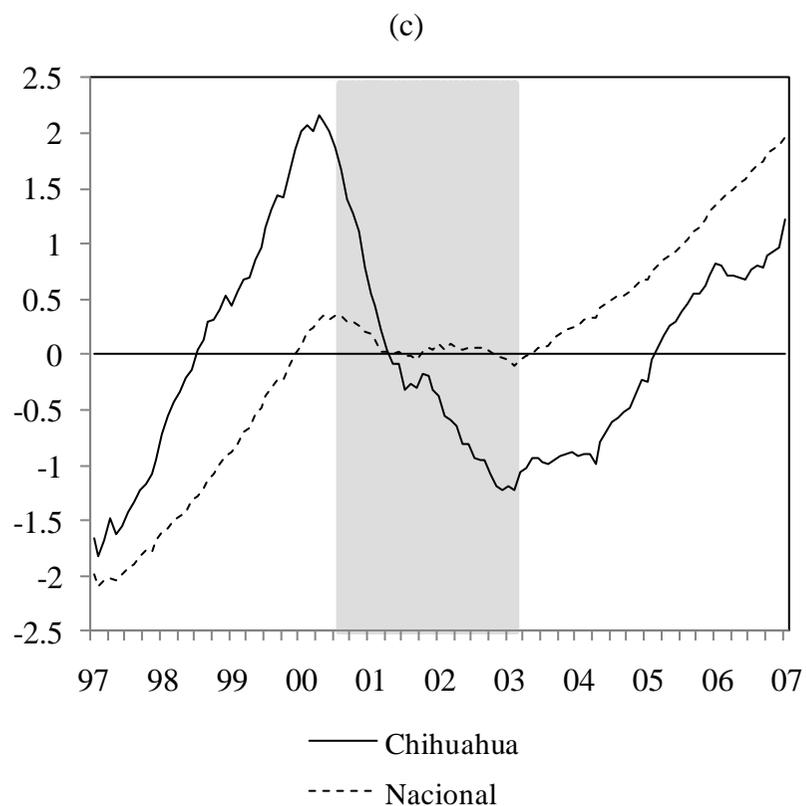


Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

<sup>1/</sup> El sombreado indica la fase recesiva del empleo nacional, de febrero 2001 a agosto 2003

<sup>2/</sup> El valor normalizado del logaritmo se obtiene de restar a cada observación de la serie (en logaritmos) la media y dividirla por la desviación estándar; de esta forma se obtiene una serie con media cero y desviación estándar igual a la unidad

Gráfica 6 (cont.)  
 Empleo Nacional y Estatal en los Estados con Alto Índice de Concordancia Cíclica, julio 1997 – julio 2007<sup>1/</sup>  
 Valor normalizado del logaritmo<sup>2/</sup>

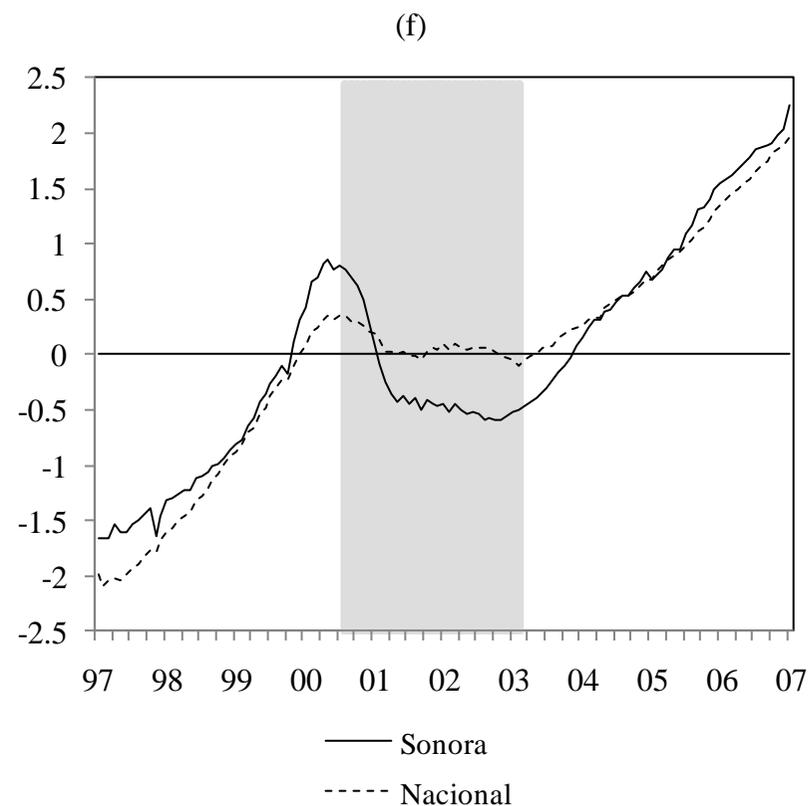
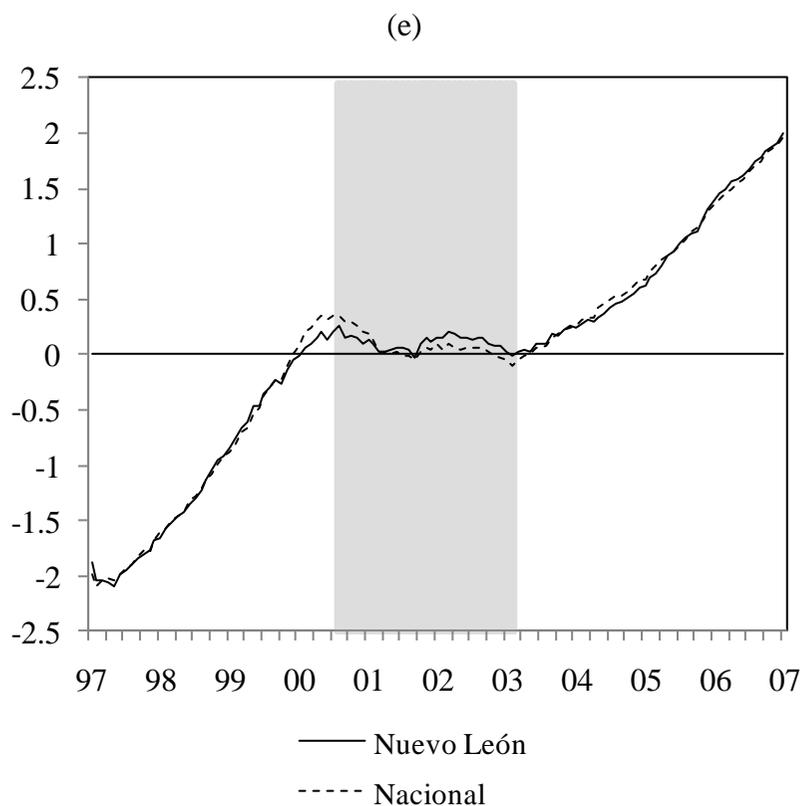


Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

<sup>1/</sup> El sombreado indica la fase recesiva del empleo nacional, de febrero 2001 a agosto 2003

<sup>2/</sup> El valor normalizado del logaritmo se obtiene de restar a cada observación de la serie (en logaritmos) la media y dividirla por la desviación estándar; de esta forma se obtiene una serie con media cero y desviación estándar igual a la unidad

Gráfica 6 (cont.)  
 Empleo Nacional y Estatal en los Estados con Alto Índice de Concordancia Cíclica, julio 1997 – julio 2007<sup>1/</sup>  
 Valor normalizado del logaritmo<sup>2/</sup>

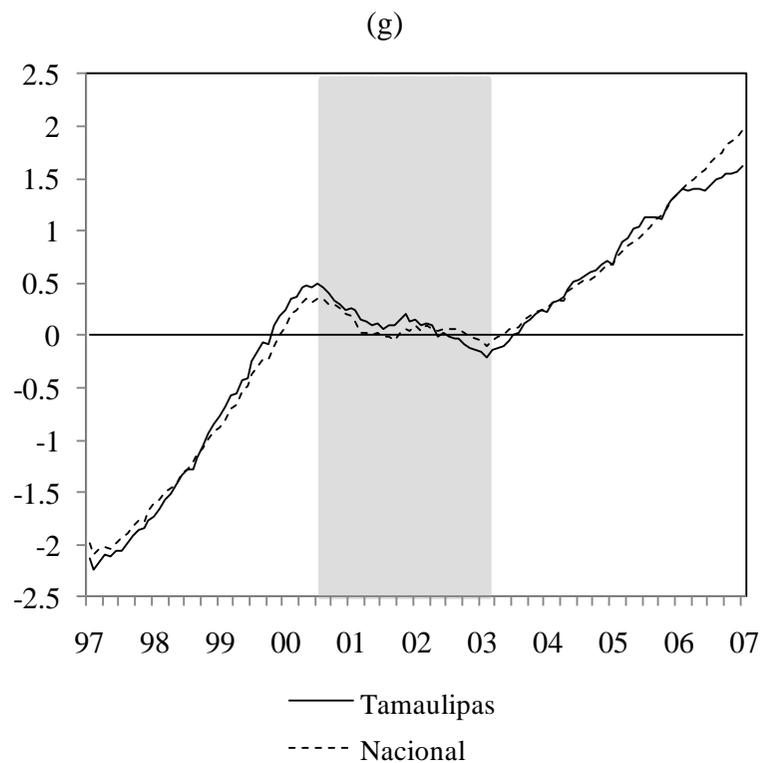


Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

<sup>1/</sup> El sombreado indica la fase recesiva del empleo nacional, de febrero 2001 a agosto 2003

<sup>2/</sup> El valor normalizado del logaritmo se obtiene de restar a cada observación de la serie (en logaritmos) la media y dividirla por la desviación estándar; de esta forma se obtiene una serie con media cero y desviación estándar igual a la unidad

Gráfica 6 (cont.)  
 Empleo Nacional y Estatal en los Estados con Alto Índice de Concordancia Cíclica, julio 1997 – julio 2007<sup>1/</sup>  
 Valor normalizado del logaritmo<sup>2/</sup>



Fuente: Secretaría del Trabajo y Previsión Social e Instituto Mexicano del Seguro Social; datos desestacionalizados.

<sup>1/</sup> El sombreado indica la fase recesiva del empleo nacional, de febrero 2001 a agosto 2003

<sup>2/</sup> El valor normalizado del logaritmo se obtiene de restar a cada observación de la serie (en logaritmos) la media y dividirla por la desviación estándar; de esta forma se obtiene una serie con media cero y desviación estándar igual a la unidad

Gráfica 7  
Regiones de Empleo en México.  
Clasificación basada en el Índice de Comovimiento del Empleo por Entidad Federativa



Fuente: Cuadro 8.