



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

ISLAS-CAMARGO, ALEJANDRO; CORTEZ, WILLY W.

Convergencia salarial entre las principales ciudades mexicanas: un análisis de cointegración

EconoQuantum, vol. 1, 2004, pp. 25-47

Universidad de Guadalajara

Zapopan, Jalisco, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125015745004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Convergencia salarial entre las principales ciudades mexicanas: un análisis de cointegración

ALEJANDRO ISLAS-CAMARGO¹
WILLY W. CORTEZ²

- **Resumen:** En este trabajo evaluamos si la liberalización económica está induciendo un proceso de convergencia salarial entre ciudades hacia un promedio nacional por nivel educativo. Los resultados indican que un mayor número de ciudades convergen hacia el promedio nacional en los niveles educativos inferiores, mientras que el número de ciudades decae significativamente para los niveles superiores. En general, la ausencia de convergencia se explica por la combinación de factores específicos de las ciudades y por la presencia de elasticidades en salarios relativos diferentes a la unidad.
- **Abstract:** We assess whether economic liberalization is inducing wage rates across cities to converge towards a national average for each of six educational categories. Our results indicate that for the lower levels of education the number of cities that converge toward the national average is larger than the number of cities in the upper educational levels. The lack of convergence in the latter case is explained both by city's specific factors and by cities' relative wage elasticity different from unity.

■ *Introducción*

Desde mediados de los años ochenta, México comenzó a implementar un número de reformas que perseguían dar al mercado un papel central

1. Departamento de Estadística, Instituto Tecnológico Autónomo de México (ITAM). Correo electrónico: aislas@itam.mx.
2. Departamento de Métodos Cuantitativos, CUCEA, Universidad de Guadalajara. Correo electrónico: wcortez@cucea.udg.mx.

en la distribución de recursos, con el objetivo de aumentar la eficiencia económica. Estas reformas incluyeron la liberalización del comercio y de la inversión, la privatización de empresas públicas, la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte y la liberalización financiera, entre otras. A diferencia de la experiencia mostrada por otros países latinoamericanos, las reformas mexicanas no han incluido un cambio en la legislación laboral. En la práctica, sin embargo, esto no ha sido obstáculo para el aumento de la flexibilidad en el mercado laboral, como lo han mostrado una serie de estudios. Uno de los efectos de la mayor flexibilidad ha sido la descentralización efectiva de la determinación de los salarios.

La descentralización de la determinación de los salarios ha inducido un comportamiento dinámico de la tasa de salarios, el cual ha resultado en una mayor inequidad salarial. El aumento de la inequidad salarial ha sido observado por nivel educativo, categorías ocupacionales, industrias y género entre otros tipos de clasificación. Esto explica el hecho de que la mayoría de los estudios sobre el mercado de trabajo en México hayan estado más concentrados en estudiar el grado de inequidad salarial y tratar de explicar su comportamiento. Los estudios sobre inequidad salarial concluyen que detrás de este fenómeno se encuentra el aumento de la tasa de retorno relativa de los niveles educativos altos. Educación es, pues, la variable catalizadora de este proceso de desigualdad salarial.

Por otro lado, estudios recientes han argumentado que el mercado laboral mexicano no debe ser visto como un mercado único y bien integrado, sino más bien como un conjunto de mercados laborales regionales que están de alguna manera interconectados. Robertson (2000) y Hanson (2003), por ejemplo, han argumentado que las regiones mexicanas presentan diferencias significativas en el grado de integración a la economía internacional, el cual ha inducido un comportamiento salarial diferenciado entre regiones. En otras palabras, dadas estas diferencias regionales, se espera que un choque externo cualquiera genere dinámicas salariales diferenciadas entre regiones.

Otro de los hallazgos de Robertson (2000) es que los mercados de trabajo de Estados Unidos (EU) y de México están integrados, aun cuando la brecha salarial entre ambos países es muy significativa. Por mercados integrados, Robertson quiere decir que cambios en el mercado de EU inducen cambios en el mercado laboral mexicano, tal que la diferencia salarial inicial entre ambas economías es restablecida luego del periodo de ajuste. Aún más, el grado de integración es mayor entre el mercado de EU y los estados mexicanos de la frontera norte, que entre el primero y los estados del interior de la república.

La teoría económica convencional sugiere que los factores de producción se mueven, si no están restringidos, de lugares donde su producto marginal es bajo hacia otras ubicaciones donde su producto marginal es alto. En la medida que la liberalización económica ha reducido el papel de algunas rigideces institucionales en el mercado laboral, se espera que las diferencias salariales entre regiones se haya ido eliminando. Uno de estos cambios institucionales es, por ejemplo, la disminución significativa del poder de negociación salarial de los sindicatos.³ Adicionalmente, se espera que el mayor flujo de información sobre condiciones laborales entre las diferentes regiones del país también esté contribuyendo a la eliminación de estas diferencias salariales.⁴

El objetivo del presente ensayo es, por lo tanto, investigar la relación que existe entre los salarios de una región en particular y el promedio nacional por medio de un análisis de regresión. Los coeficientes estimados son luego utilizados como indicadores de la variabilidad cíclica e interpretados como medidas de la elasticidad de los salarios regionales a cambios en la tasa de salario nacional. Los coeficientes también pueden ser interpretados como mediciones de la relación de largo plazo entre las tasas regionales y nacionales.

El trabajo está organizado en cuatro secciones. La primera sección presenta una pequeña revisión bibliográfica de los últimos estudios realizados sobre el mercado laboral mexicano y estudios sobre convergencia regional en México. Esta sección también presenta los argumentos a favor del estudio sobre convergencia salarial y de la metodología utilizada en el análisis empírico. La sección dos describe el modelo teórico y la base de datos usados en el análisis. La sección tres exhibe los resultados principales del análisis, mientras que la sección cuatro concluye.

■ *Revisión bibliográfica*

Diferencia salarial

Desde hace casi una década, diversos estudios acerca del mercado laboral mexicano muestran que la desigualdad salarial ha crecido a partir

-
3. La reducción del poder de negociación de los sindicatos se debe, entre otras cosas, a la reducción significativa de trabajadores sindicalizados causada por la venta de empresas públicas al sector privado y el establecimiento de programas especiales de contratación de mano de obra en apoyo a las empresas exportadoras.
 4. Es de esperar que este flujo de información sea mayor entre los trabajadores con más alto nivel educativo.

de mediados de la década de los ochenta. Esta mayor desigualdad ha sido vista no sólo al interior de las industrias, sino también entre niveles educativos, tipos de ocupación, orientación de las empresas o industrias (exportadoras versus no-exportadoras), tamaño de empresas, etcétera.

Existen diferentes explicaciones acerca del aumento de la desigualdad salarial en México. La primera, y más aceptada, es que el aumento de la demanda relativa por mano de obra calificada es el factor determinante detrás del aumento de la brecha salarial. Dentro de esta perspectiva es posible identificar diferentes argumentos sobre las variables y los mecanismos que han generado los cambios de la demanda relativa: industrialización conducida por las exportaciones, cambio tecnológico, e inversión extranjera directa.⁵ La segunda visión adopta una perspectiva institucional. Ésta argumenta que la liberalización continua del mercado laboral mexicano ha causado la erosión de algunas instituciones del mercado laboral que ha resultado en el aumento de la desigualdad salarial.

Al interior de la primera perspectiva, existe cierto debate sobre si estos aumentos se deben al aumento de la especialización de las exportaciones mexicanas o al aumento de las capacidades tecnológicas de las plantas mexicanas. El argumento de comercio exterior sugiere que el aumento de la inequidad salarial es consecuencia de la predicción del teorema Stolper-Samuelson acerca del impacto de la liberalización comercial sobre los precios de los factores domésticos. En verdad, sin embargo, existen al menos dos interpretaciones sobre el mecanismo por medio del cual la inequidad salarial aumenta. Feliciano (1995), por ejemplo, argumenta que en la medida que las industrias exportadoras son intensivas en el uso de mano de obra calificada, en comparación con las industrias no exportadoras, la expansión de la primera aumenta la demanda relativa de mano de obra calificada, consiguientemente aumentando la brecha salarial entre mano de obra calificada y no calificada.

La versión mas reciente del argumento de comercio exterior es provista por Cañonero y Werner (2002). Ellos sostienen que el aumento de la brecha salarial entre mano de obra calificada y no calificada es explicado por la mayor demanda relativa de la primera que resulta del aumento de bienes de capital importado causado, a su vez, por la liberalización del comercio internacional. Esta mayor demanda relativa se debe a dos hechos. Primero, capital y mano de obra calificada son sustitutos. Segundo, mano de obra calificada es sector-específico. Aún más, según Cañonero

5. Véanse entre otros Aitken et al. (1995), Alarcón y McKinley (1997), Bouillon et al. (1999), Feenstra y Hanson (1995), Meza (1999) y Hanson y Harrison (1995).

y Werner, la hipótesis de Stolper-Samuelson acerca del ajuste de los precios relativos de los factores de producción debe ser considerada como una predicción de largo plazo, mas no de corto o mediano plazo.⁶

Los argumentos sobre la inversión extranjera directa (IED) y el aumento tecnológico emergen como crítica al argumento tradicional de comercio internacional de que la inequidad había aumentado solamente entre industrias y, por lo tanto, era incapaz de explicar el hecho de que el aumento de la inequidad se debía principalmente al aumento al interior de las todas industrias (Feenstra y Hanson, 1995). En la medida que la IED trae al país nueva tecnología que requiere mano de obra calificada, es vista como un factor que contribuye al aumento de la demanda relativa de mano de obra calificada. Por lo mismo, y dado que México carece de un sector de producción de bienes de capital, el progreso tecnológico en México se obtiene principalmente por medio de la IED. Por lo tanto, progreso tecnológico y IED tienen exactamente las mismas consecuencias sobre la inequidad salarial.

Un tercer mecanismo dentro del argumento de la demanda relativa se encuentra en Cragg y Eppelbaum (1996). Ellos presentan evidencia de que el aumento de la inequidad salarial durante 1989-1993 se debió principalmente al aumento de demanda de mano de obra con habilidades gerenciales catalizadores de cambio tecnológico. En resumen, el argumento de la demanda relativa en cualquiera de sus versiones resulta en un aumento en la tasa de retorno a la educación superior comparado con los menores niveles educativos.

La visión institucional, por otro lado, argumenta que el aumento de la inequidad salarial resulta de los cambios que ocurren en el mercado de trabajo; los cuales, a su vez, son el resultado de la reestructuración productiva que ocurre en la economía mexicana. Los cambios vienen de dos eventos principales. Por un lado, la privatización de un número importante de empresas públicas, que contribuyó a la disminución de las tasas de sindicalización en muchas industrias. Por otro lado, la presión continua sobre las empresas domésticas exportadoras para alcanzar competitividad precio las obliga a emplear trabajadores temporales y de medio tiempo, aunado al aumento de la subcontratación de segmentos importantes de su producción para reducir costos (Zapata, 1992).

La tendencia negativa en la tasa de sindicalización entre los trabajadores mexicanos es también atribuida al aumento de la desilusión de los trabajadores respecto a sus líderes sindicales y sus organizaciones

6. La predicción es que dado que México es abundante en mano de obra no calificada, la inequidad salarial debería de haber declinado como consecuencia de la liberalización comercial, y no aumentado como en efecto ocurrió.

laborales (García, 1993). Estos eventos han resultado en la caída del poder de negociación de los sindicatos, lo que ha exacerbado la inequidad salarial (Cortez, 2001). La desventajosa posición negociadora de los sindicatos se manifiesta en el aumento significativo de la inequidad salarial entre los propios trabajadores sindicalizados con respecto a los no sindicalizados: los primeros tuvieron un aumento en la inequidad salarial tres veces más grande que los últimos.⁷ La mayor flexibilidad del mercado laboral significa que la tasa salarial prevaleciente está cada vez más determinada por oferta y demanda. La continua reducción de rigideces institucionales en el mercado laboral ha inducido una dinámica salarial que necesita ser estudiada con mayor detenimiento.

En resumen, la bibliografía sobre inequidad salarial indica que la actual dinámica salarial puede explicarse por dos fenómenos interconectados. El primero sugiere que la liberalización del comercio y de la inversión son los principales factores detrás de los cambios en la estructura salarial, mientras que el segundo argumenta que la dinámica salarial es el resultado de cambios que han ocurrido en el mercado laboral que, a su vez, son resultado del proceso de liberalización económica. Es cierto que las primeras medidas de la liberalización económica sólo involucraron liberalización del comercio internacional. Sin embargo, paulatinamente las medidas económicas comenzaron a involucrar otras áreas de la economía, hasta el punto en que sus efectos sobre los cambios en el mercado laboral están íntimamente correlacionados.

Convergencia regional

A pesar de la abundante bibliografía sobre disparidad regional, los estudios sobre convergencia regional son relativamente nuevos en México. El objetivo principal de estos trabajos ha sido documentar la tasa a la cual el producto per cápita en las diferentes regiones o estados convergen entre sí en las últimas décadas por medio de un análisis de sección cruzada. Algunos de estos estudios han tratado de identificar posibles variables que están detrás de este proceso.

Los estudios sobre convergencia regional que se analizan están basados en la teoría desarrollada por Barro y Sala-i-Martin (1991), la cual se resume en la siguiente expresión:

$$\hat{y}_{i,t-\tau} = \alpha - \beta y_{i,t-\tau} + u_{i,t}$$

7. Aun cuando la magnitud de la desigualdad entre los primeros continúa siendo mayor que entre los últimos.

Donde $\hat{y}_{i,t-\tau}$ es la tasa anual de crecimiento del producto por trabajador en la región i th, durante el periodo $t - \tau$, t ; α es una constante que representa el nivel de la producción por trabajador en el estado estacionario, $y_{i,t-\tau}$ es el (logaritmo natural del) producto por trabajador en el tiempo $t - \tau$ de la región i th; β es la tasa anual de convergencia y $u_{i,t}$ es el término de error. El modelo indica que si $\beta > 0$, entonces existe convergencia. Se debe notar que si no existe alguna otra variable explicativa, β representa la tasa de convergencia absoluta, mientras que si existen otras variables explicativas en adición a $y_{i,t-\tau}$, β representa la tasa de convergencia condicional.

Dos de los estudios realizados para la economía mexicana son los de Tijerina (1997) y Esquivel (1999). En términos generales, ambos autores alcanzan los mismos resultados aun cuando los periodos de estudios son diferentes.⁸ Tijerina, por ejemplo, encuentra que durante 1970-1990 la tasa de convergencia entre los estados mexicanos ha sido menor a la observada en otras economías. En su intento por encontrar las variables que pueden estar detrás del proceso de convergencia, investiga el papel de la estructura productiva de los estados pero no encuentra evidencia de que cambios productivos hayan afectado el proceso de convergencia. También prueba si la movilidad de la mano de obra entre estados jugó un papel significativo, pero tampoco encontró evidencia de que la tasa de migración entre estados haya estado asociada a la tasa de convergencia.

Esquivel, por otro lado, analiza la tasa de convergencia durante un periodo más largo: 1940-1995 y concluye que durante este periodo existen dos sub-periodos bastante marcados. Durante 1940-1960, la tasa de convergencia entre estados fue alrededor de 4.9% anual, mientras que durante el periodo de 1960-1995, la tasa de convergencia fue alrededor de 1.6% anual. Es interesante el argumento que presenta Esquivel acerca de la relación que puede existir entre migración y la tasa de convergencia: en la medida que migración no depende de las diferencias en el ingreso entre regiones, las bajas tasas de convergencia pueden ser explicadas por esta baja elasticidad de la migración a las diferencias en el ingreso. Aún más, en la medida que las diferencias en la formación de capital humano se han acrecentado en las últimas décadas, ésta podría ser la variable clave detrás de la baja tasa de convergencia regional.

8. El trabajo de Tijerina incluye el periodo de 1970-1990, mientras que el de Esquivel abarca un periodo más largo, 1940-1995.

Convergencia salarial

Los estudios sobre convergencia concluyen que durante las últimas dos décadas las diferencias del producto per cápita entre estados se han mantenido —y hasta en algunos casos, aumentado—, luego de un periodo en el que las diferencias interestatales se redujeron considerablemente.

Estos resultados, sin embargo, deben tomarse con cautela debido a los supuestos implícitos que se aceptan al momento de utilizar la prueba de convergencia por medio del análisis de regresión de sección cruzada. En efecto, Quah (1993) hace notar que el supuesto implícito es que cada economía tiene una tendencia de crecimiento hacia el estado estacionario bien aproximado por su tendencia en el tiempo. Esta visión es necesaria para que la tasa de crecimiento promedio del periodo pueda medir algo sensible y, por lo tanto, su covariación con las variables explicativas propuestas indique algo estable. Este supuesto es razonable si los movimientos permanentes en el ingreso de estas economías son descritos por tendencias suaves en el tiempo que no son afectadas por ningún evento extraordinario, o que de existir el evento, éste se daría al inicio del proceso manteniéndose el resto del tiempo con un comportamiento. Dado que no encuentra evidencia de este supuesto para una muestra de 118 países, Quah argumenta que una mejor alternativa para estudiar el comportamiento dinámico de las economías es por medio del análisis de las funciones de transición de que una economía en el estado j pase al estado k .⁹

Bernard y Durlauf (1996) permiten un mejor discernimiento sobre la aplicabilidad de la metodología de sección cruzada en estudios sobre convergencia. Ellos definen convergencia en función de la transitoriedad o constancia de las diferencias contemporáneas de las series analizadas. Estas definiciones de convergencia están relacionadas a las pruebas de convergencia de sección cruzada y de series de tiempo que han sido utilizadas en los estudios empíricos sobre crecimiento económico. Sostienen que el uso de las pruebas de sección cruzada implícitamente asumen que las series bajo análisis son generadas por economías que se encuentran alejadas de su estado estacionario, mientras que las pruebas de series de tiempo asumen que las series poseen momentos poblacionales en niveles y primeras diferencias bien definidos.

9. Por medio de la estimación de la matriz de transición de la cadena de Markov, en donde cada elemento de la matriz representa la probabilidad de que una economía en el estado J pase al estado K en un periodo dado.

En otras palabras, en las pruebas de sección cruzada convergencia significa que las diferencias iniciales en el producto entre economías se disipan en un periodo fijo de tiempo, mientras que en las pruebas de series de tiempo las condiciones iniciales no tienen ningún efecto sobre el valor esperado de las diferencias en el producto de las economías (Bernard y Durlauf: 171).

En la medida que el periodo considerado para nuestro estudio, 1987:1-2000:2, no nos permite asumir que las series se encuentran alejadas de su estado estacionario, sino más bien que se encuentran cercanas a su estado estacionario, decidimos utilizar series de tiempo. Nuestra decisión de usar el análisis de series de tiempo también se justifica por el hecho de que, a través del tiempo, las tasas de salario en las diferentes regiones presentan un comportamiento no-lineal; es decir, tanto su media como su desviación estándar varían significativamente. Condición suficiente, según la crítica de Quah, para no utilizar la metodología de sección cruzada.

De hecho, los salarios regional y nacional parecen ser series estocásticas y no-estacionarias, y por consiguiente, si las regresiones representan algo, ellas son mejor interpretadas como intentos por medir las relaciones de equilibrio de largo plazo más que respuestas de corto plazo a choques cíclicos. Más específicamente, estas regresiones en el nivel de las series constituyen lo mismo a estimar la relación de co-integración entre las tasas de salario regional y nacional.

La convergencia salarial entre regiones es particularmente importante porque no sólo nos revela el grado de flexibilización del mercado laboral y el grado de integración entre regiones, sino además porque nos puede indicar la velocidad a la que la brecha en las condiciones de vida de los trabajadores entre regiones está declinando. En este contexto, convergencia significa que la brecha está declinando en el tiempo. Es más, en la medida que la fuente principal de ingresos de un trabajador promedio es su salario, la distribución salarial es importante en discusiones acerca de la distribución del ingreso.

De hecho, Williamson (1998) argumenta que el análisis de la convergencia salarial es más ventajoso que el análisis de la convergencia del producto, por dos razones adicionales. Primero, cambio económico siempre involucra ganadores y perdedores, y este hecho es importante para la evolución de la política económica. La evolución de los precios de los factores describe mejor quiénes son los ganadores y perdedores. Segundo, centrar el análisis sobre el salario real y sobre los precios de los otros factores de producción ayuda a entender las causas de convergencia en la medida que los efectos del comercio internacional sobre

la economía doméstica operan por medio de los precios de los factores de producción.

Dado que las diferencias regionales han sido reconocidas por un número significativo de investigadores, la pregunta es si estas diferencias son estables en el tiempo o no. A lo largo del presente ensayo, identificamos regiones con ciudades principalmente porque, como muchos investigadores han notado, en el transcurso de las últimas décadas el mayor peso de la actividad económica en México ha ocurrido en los centros urbanos más importantes. El análisis que se presenta en este ensayo es diferente de otros realizados en la medida que estamos interesados en el comportamiento dinámico de la tasa de salario entre las 16 ciudades más importantes de México. En particular, estamos interesados en evaluar si existe un proceso de convergencia salarial entre las ciudades para cada categoría educativa.

Convergencia salarial por nivel educativo también puede suministrar información sobre la dinámica de la inequidad salarial. En la medida que se determine si los salarios por nivel educativo convergen hacia cierto nivel determinado, se puede inferir la tendencia y comportamiento dinámico de la desigualdad salarial entre los niveles educativos.

Ahora pasamos a describir tanto el modelo como la base de datos sobre la que se basa el análisis empírico.

■ Metodología

El modelo

Para evaluar la existencia de tendencias comunes en la evolución de las regiones se usará la relación (estática) entre las magnitudes regionales y nacionales. Esta relación es puramente empírica y no está basada en un modelo teórico de causa-efecto. Sin embargo, el cumplimiento de una serie de condiciones suficientes nos permitirá interpretar la relación entre el salario en una región determinada y el promedio nacional.

Siguiendo a Byers (1991) se argumenta que la relación entre el comportamiento de la tasa de salario a nivel regional y nacional está determinada por la siguiente función:¹⁰

$$(1) \quad W_{it} = A_i W_{nt}^{\alpha_i} e^{\varepsilon_{it}}$$

10. Se debe notar que el análisis de Byers se centra en la tasa de desempleo y no en la tasa de desempleo.

donde W_{it} es la tasa de salario de la ciudad ith en el tiempo t , $A_i = e^{\mu_i}$ representa el componente determinista, μ_i representa la posición relativa de la región ith con respecto a la tasa promedio nacional y $W_{nt}^{\alpha_i}$ es el promedio nacional de la tasa de salario en el tiempo t , α_i representa la elasticidad salario de la region ith con respecto al nacional y finalmente, $e^{\varepsilon_{it}}$ es el término estocástico. Tomando logaritmo natural a la ecuación (1) se obtiene:

$$(2) \quad LnW_{it} = \mu_i + \alpha_i LnW_{nt} + \varepsilon_{it}$$

El comportamiento de largo plazo del salario de la region ith es, por consiguiente, determinado por el valor de α_i . Diferentes valores de α_i indican diferentes tipos de relaciones que existe entre el salario de la ciudad y el promedio nacional a través del tiempo. Específicamente, (1) si $\alpha_i = 1$, entonces un cambio determinado del promedio nacional está asociado con cambios de igual magnitud en el salario en la región. (2) Si $0 < \alpha_i < 1$, los cambios en la tasa promedio nacional están asociados con cambios de menor magnitud en el salario regional. (3) Si $\alpha_i > 1$, entonces los cambios en el promedio nacional se asocian con cambios de mayor magnitud en los cambios regionales. (4) Si $\alpha_i < 0$, el salario regional y el promedio nacional se mueven en direcciones opuestas. (5) Si $\alpha_i = 0$, no existe relación entre el salario regional y el promedio nacional.

De la ecuación (1) se obtiene:

$$(3) \quad A_i = \frac{W_{it}}{W_{nt}^{\alpha_i}}$$

La expresión (3) indica que A mide la proporción de largo plazo entre el salario de la región ith y el promedio nacional (ajustado por la elasticidad). En el caso de elasticidad unitaria, A_i representa la proporción media de equilibrio de largo plazo entre ambas tasas salariales. El equilibrio de largo plazo es estable aun en presencia de fluctuaciones de corto plazo alrededor del valor medio.

Sin embargo, si la proporción entre el salario de la región ith y el promedio nacional varían de manera sistemática a través del tiempo, el salario relativo de la ciudad ith se expresa como:

$$(4) \quad \frac{W_{it}}{W_{nt}^{\alpha_i}} = \exp \{ \mu_i + \beta_i t \}$$

En el caso de elasticidad unitaria, ($\alpha_i = 1$) β_i induce que la proporción de equilibrio cambie de manera sistemática a través del tiempo. Si, $\beta_i > 0$, entonces existen factores específicos locales que hacen que el salario de la ciudad crezca más rápido que la tasa nacional sistemáticamente. Por otro lado, si $\beta_i < 0$, entonces los factores locales específicos inducen una tasa de crecimiento menor a los salarios de la ciudad. En el caso en que $0 < \alpha_i < 1$ o $\alpha_i > 1$, el impacto de β_i depende del tamaño relativo de estos dos parámetros. Esto es, la evolución del salario relativo de la ciudad depende de la evolución de la tasa nacional y de los choques específicos a la ciudad. El análisis empírico que se realiza en la siguiente sección usa esta expresión general (ecuación 4).

Usando (4) en (1) tomando logaritmo natural, se obtiene:

$$(5) \quad \ln W_{it} = \mu_i + \beta_i t + \alpha_i \ln W_{nt} + \varepsilon_{it}$$

La expresión (5) es la ecuación de cointegración cuando el salario de la ciudad it varía sistemáticamente a través del tiempo. En el presente modelo existe convergencia cuando dos condiciones son satisfechas. Primero, la elasticidad del salario de la ciudad con respecto al nacional es unitario ($\alpha = 1$). Segundo, cuando no existe una tendencia que hace que el salario de la ciudad se aleje del promedio nacional de forma sistemática ($\beta = 0$).

Base de datos

La información sobre tasas de salario está tomada de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU). El análisis se centra en la evolución de los salarios por ciudades. Las ciudades incluidas son: Tijuana, Ciudad Juárez, Nuevo Laredo, Matamoros, Ciudad de México, Guadalajara, Monterrey, León, Puebla, Orizaba, Veracruz, Torreón, San Luis Potosí, Mérida, Tampico y Chihuahua. Las ciudades son escogidas debido a la disponibilidad de información para todo el tiempo de análisis: 1987:1-2000:2.

Los salarios se refieren a la tasa por hora, la cual se obtiene al dividir el ingreso laboral mensual por el número total de horas trabajadas en el mes. Se usó el Índice Nacional de Precios al Consumidor trimestral para convertir los valores nominales a reales, estableciendo 1994 como año base. En el caso de que un trabajador tenga más de un empleo, se

consideró los ingresos laborales de su empleo principal. Nuestra unidad de análisis es, por lo tanto, el trabajador y el ingreso que obtiene por sus actividades laborales. Se excluyen personas que dijeron trabajar menos de 16 horas y más de 68 horas a la semana. También se excluyen personas menores de 12 años y mayores de 75.

El promedio nacional de la tasa de salario se calcula como el promedio de las tasas de salario de las 16 ciudades, excluyendo aquella con la que se está haciendo la comparación. Se estima la tasa de salario para cada nivel educativo: Sin Educación Formal (SEF), 6º grado (Educación Primaria Completa, EPC), 7º u 8º grado (Educación Secundaria Incompleta, ESI), 9º grado (Educación Secundaria Completa), 10º a 12º grado (Preparatoria, PREP), y Educación Universitaria o Superior (ES).

■ *Análisis empírico*

En la medida que estamos interesados en establecer la relación de largo plazo entre las tasas de salario regional y nacional, el estudio se centra en el análisis de la frecuencia cero. Dado que la información es trimestral y que en la presencia de raíces unitarias estacionales existe la posibilidad de que los estimadores MCO sean inconsistentes, se procede a eliminar el componente estacional de las series por medio de un filtro no-lineal.¹¹

Si la tasa regional y la nacional no están co-integradas, entonces, la regresión es espuria en el sentido de Granger y Newbold, mientras que si están co-integradas el coeficiente es interpretado en un contexto de largo plazo. Las tablas A.1-A.6 en el apéndice muestran los resultados de las regresiones de cointegración para cada categoría educativa para

11. Una serie estacional puede ser descrita como una cuyo espectro tiene diferentes picos en las frecuencias estacionales $w_j = 2\pi j / s$, $j = 1, 2, \dots, s/2$ donde s es el número de periodos de tiempo en un año (en nuestro caso $s=4$), suponiendo que s es un número par y el espectro existe. Nuestro interés es la posibilidad de cointegración en la frecuencia cero por medio de pruebas al residual de la ecuación (5) tienen raíz unitaria en la frecuencia cero (procedimiento seguido por Engle y Granger). Sin embargo, la presencia de raíces unitarias estacionales en los salarios significa que α en ecuación (5) puede ser estimado de manera inconsistente, en contraste drástico al caso cuando no existe raíces unitarias estacionales cuando α es estimado super-eficientemente. La falta de consistencia es demostrada por Engle, Granger y Hallman (1989). Si, en efecto, los salarios están cointegrados en la frecuencia cero y estacional no es claro que valor de α sería escogido por la regresión estática. Estos resultados sugieren que el procedimiento estándar para probar co-integración es inapropiado. Una estrategia alternativa sería filtrar los componentes de la raíz unitaria que no sean los de interés y probar por co-integración para la (nueva) serie filtrada. Debido a limitaciones de espacio no se incluyen los resultados de las pruebas de raíces unitarias. Sin embargo, están disponibles para quien las solicite a los autores del presente artículo.

las 16 ciudades. La última columna en cada tabla muestra el prueba $z(t)$ para probar si los residuales son $I(0)$.

Como se indicó en la sección previa, una condición necesaria para convergencia es que la serie de la ciudad debe estar co-integrada con la del promedio nacional. Sin embargo, a la condición de co-integración se deben agregar otras dos: $\alpha = 1$ y $\beta = 0$. Si los valores de los parámetros estimados resultan diferentes, se puede tener cointegración pero no convergencia.

Se observan algunos resultados interesantes cuando se comparan los resultados entre los diferentes niveles educativos. En primer lugar, para los niveles educativos intermedios, ESC y PREP, el número de ciudades cointegradas al promedio nacional es mucho menor que en el resto de niveles educativos. En particular, en educación secundaria completa sólo existen dos ciudades cointegradas al promedio nacional: Monterrey y León. En el resto de niveles educativos el número de ciudades cointegradas fluctúa entre 10 y 12. Segundo, el número de ciudades que no presentan especificidades locales significativas es mayor en los niveles educativos superiores (PREP y ES) que en los niveles educativos inferiores (SEF, EPC, ESI y ESC). Tercero, el número de ciudades con una elasticidad salario cercana a la unidad es significativamente mayor en los tres niveles educativos más altos (ESC, PREP y ES) que en los menores niveles educativos. Cuarto, entre las ciudades que presentan un comportamiento diferente al promedio nacional sobresalen las fronteras. En particular, se encontró evidencia de que Tijuana no está cointegrada al promedio nacional en ninguna de las categorías educativas. Por otro lado, Ciudad Juárez no presenta evidencia de cointegración en niveles educativos bajos, mientras que Nuevo Laredo no está cointegrado en niveles educativos altos.

En resumen, con la excepción de la serie de salarios para los trabajadores con educación secundaria completa (ESC), los resultados indican que un número significativo de ciudades presentan tasas salariales cointegradas al promedio nacional. Esto quiere decir que el comportamiento del salario en estas ciudades no se separa del comportamiento del promedio nacional.

Sin embargo, la evidencia sobre convergencia es menos concluyente. Se encontró evidencia en un número reducido de ciudades: (1) DF, Orizaba y Veracruz en el caso de SEF, (2) DF, Guadalajara y San Luis Potosí en EPC; (3) Puebla, San Luis Potosí, Tampico y Matamoros en ESC; (4) Orizaba en PREP; y (5) DF y Guadalajara en ES.¹² En otras pala-

12. Estos resultados se obtienen de realizar una prueba χ^2 de que $\alpha = 1$ y $\beta = 0$.

bras, la Ciudad de México es la única ciudad que converge al promedio nacional en tres categorías educativas (SEF, EPC y ES). Otras ciudades que muestran convergencia en más de una categoría educativa son Guadalajara (EPC y ES) y Orizaba (SEF, PREP).

La falta de convergencia por nivel educativo se explica por la presencia de especificidades locales (i.e., $\beta \neq 0$) o por una elasticidad diferente a la unidad ($\alpha \neq 1$). Las especificidades locales son más fuertes en los niveles educativos inferiores, mientras que el impacto de la elasticidad diferente a la unidad es más fuerte en los niveles superiores.

■ Conclusiones

Usando un modelo propuesto por Byers (1991), hemos presentado evidencia acerca del grado de convergencia entre las 16 ciudades más importantes de México y el promedio nacional para seis niveles educativos: Sin Educación Formal (SEF), Educación Primaria Completa (EPC), Educación Secundaria Incompleta (ESI), Educación Secundaria Completa (ESC), Preparatoria (PREPA) y Educación Universitaria o Superior (ES).

A diferencia de estudios previos sobre convergencia en México, se realiza el análisis utilizando técnicas de series de tiempo. En el presente estudio se define convergencia en términos de un conjunto de condiciones que los parámetros estimados deben cumplir. Primero, la tasa de salario de la ciudad debe estar cointegrada al promedio nacional. Segundo, la sensibilidad de la tasa de salario de la ciudad con respecto al promedio nacional debe ser igual a la unidad. Tercero, la tendencia determinística, o factor específico a la ciudad, debe ser igual a cero.

Se encontró evidencia de convergencia en un número muy limitado de casos. Los resultados indican que un mayor número de ciudades convergen hacia el promedio nacional en los niveles educativos inferiores, mientras que para los niveles superiores (PREP y ES) el número decae significativamente. En general, la ausencia de convergencia se explica por la combinación de factores específicos a las ciudades y por la presencia de elasticidades salariales relativos diferentes a la unidad.

Es difícil pensar que la asimetría de información sea más fuerte en los niveles educativos superiores, por lo que uno puede pensar que la existencia de factores institucionales locales está impidiendo la convergencia salarial entre los trabajadores con niveles educativos superiores. Sin embargo, también es posible que la migración de trabajadores con bajos niveles educativos sea mayor que la de trabajadores con educación superior, lo que estaría conduciendo a la convergencia salarial entre los niveles bajos de educación.

En la medida que los factores específicos de las ciudades están ligados a sus estructuras productivas y a sus desarrollos institucionales, una explicación de la falta de convergencia debe de incluir el análisis de estas dos variables. Por ejemplo, dado que los sectores Servicio y Comercio están caracterizados por altas tasas de dispersión salarial, y dado que éstos son los de más importancia en la generación de empleo, la falta de convergencia salarial puede ser explicada por la dinámica diferenciada que pueden tener estos sectores en cada una de las ciudades analizadas.

■ *Apéndice*

Tabla A.1. Resultados de co-integración (SEF)

$$LnW_{it} = \mu_{it} + \beta_{it}t + \alpha_i LnW_{it} + \varepsilon_{it}$$

| Ciudad | μ_i | β | α | R^2 | DSCR |
|-----------------|--------------|------------------|-------------|-------|-------|
| México DF | 0.31 (0.08) | 0.005 (0.0008) | 0.68 (0.05) | 0.92 | 6.85* |
| Guadalajara | -0.57 (0.10) | | 1.25 (0.03) | 0.95 | 4.98* |
| Monterrey | -0.31 (0.13) | 0.0043 (0.0009) | 1.16 (0.08) | 0.81 | 6.72* |
| Puebla | -0.67 (0.14) | 0.0097 (0.0010) | 1.17 (0.07) | 0.90 | 6.89* |
| León | -1.43 (0.22) | 0.0251 (0.0020) | 1.43 (0.07) | 0.93 | 1.76 |
| Torreón | -0.76 (0.17) | -0.0034 (0.0001) | 1.21 (0.05) | 0.93 | 3.15 |
| San Luis Potosí | -0.08 (0.14) | | 0.87 (0.05) | 0.83 | 3.86* |
| Mérida | -0.27 (0.16) | | 0.99 (0.11) | 0.83 | 3.86* |
| Chihuahua | -1.25 (0.36) | -0.0077 (0.0034) | 1.52 (0.12) | 0.84 | 3.82* |
| Tampico | -0.52 (0.21) | | 1.09 (0.07) | 0.79 | 2.43 |
| Orizaba | -0.03 (0.01) | -0.0030 (0.0008) | 0.73 (0.07) | 0.82 | 7.26* |
| Veracruz | -0.32 (0.14) | -0.0040 (0.0010) | 1.18 (0.08) | 0.88 | 7.35* |
| Ciudad Juárez | 2.31 (0.26) | -0.0185 (0.0025) | 0.55 (0.08) | 0.78 | 3.62* |
| Tijuana | 3.09 (0.34) | -0.0077 (0.0026) | 0.18 (0.10) | 0.34 | 2.42 |
| Matamoros | 1.31 (0.26) | -0.0096 (0.0020) | 0.78 (0.08) | 0.84 | 3.46* |
| Nuevo Laredo | 0.82 (0.12) | 0.0044 (0.0012) | 0.47(0.08) | 0.66 | 6.19* |

Desviación estándar entre paréntesis, * Significativo a 5%, ** Significativo a 10%.

Tabla A.2. Resultados de co-integración (EPC)

$$\ln W_{it} = \mu_{it} + \beta_{it} t + \alpha_i \ln W_{it} + \varepsilon_{it}$$

| Ciudad | μ | β | α | R^2 | DFRC |
|-----------------|---------------|------------------|--------------|-------|--------|
| México DF | 0.15 (0.11) | -0.0011 (0.0006) | 0.89 (0.06) | 0.88 | -3.95* |
| Guadalajara | -0.23 (0.06) | | 1.12 (0.04) | 0.93 | -4.55* |
| Monterrey | -0.33 (0.12) | 0.0040 (0.0007) | 1.14 (0.06) | 0.86 | -4.87* |
| Puebla | -0.46 (0.12) | 0.0025 (0.0070) | 1.14 (0.07) | 0.87 | -5.27* |
| León | -1.10 (0.28) | 0.0060 (0.0011) | 1.58 (0.12) | 0.76 | -3.86* |
| Torreón | -0.251 (0.13) | 0.0032 (0.0007) | 1.07 (0.07) | 0.83 | -5.11* |
| San Luis Potosí | -0.304 (0.06) | | 1.05 (0.04) | 0.92 | -3.27 |
| Mérida | -0.385 (0.12) | -0.0020 (0.0007) | 1.103 (0.06) | 0.91 | -5.63* |
| Chihuahua | -0.34 (0.08) | | 1.24 (0.05) | 0.90 | -4.54* |
| Tampico | 0.217 (0.11) | -0.0025 (0.0007) | 0.86 (0.06) | 0.89 | -5.84* |
| Orizaba | -0.023 (0.01) | -0.0046 (0.0007) | 0.85 (0.06) | 0.90 | -5.46* |
| Veracruz | -0.41 (0.20) | -0.0038 (0.0011) | 1.25 (0.11) | 0.85 | -6.20* |
| Ciudad Juárez | 1.300 (0.09) | -0.0042 (0.0006) | 0.38 (0.05) | 0.84 | -2.611 |
| Tijuana | 1.553 (0.18) | -0.0031 (0.0011) | 0.44 (0.10) | 0.57 | -2.79 |
| Matamoros | 0.412 (0.15) | -0.0010 (0.0009) | 0.97 (0.08) | 0.85 | -2.61 |
| Nuevo Laredo | 0.658 (0.14) | 0.0040 (0.0009) | 0.59 (0.08) | 0.508 | -2.01 |

Desviación estándar entre paréntesis, * Significativo a 5%, ** Significativo a 10%.

Tabla A.3. Resultados de co-integración (ESI)

$$LnW_{it} = \mu_i + \beta_{it}t + \alpha_i LnW_{it} + \varepsilon_{it}$$

| Ciudad | μ | β | α | R^2 | DFRC |
|-----------------|----------------|---------------------|-------------|-------|---------|
| México DF | -0.136 (0.009) | | 1.06 (0.06) | 0.84 | -4.91* |
| Guadalajara | -0.32 (0.08) | | 1.20 (0.05) | 0.90 | -6.10* |
| Monterrey | -0.67 (0.15) | 0.0060 (0.0008) | 1.31(0.08) | 0.81 | -4.84* |
| Puebla | -0.19 (0.01) | | 1.06 (0.06) | 0.82 | -2.33 |
| León | -1.39 (0.20) | 0.0066 (0.0011) | 1.81 (0.11) | 0.83 | -3.24 |
| Torreón | -0.57 (0.11) | 0.0032(0.0007) | 0.56 (0.07) | 0.50 | -3.11 |
| San Luis Potosí | -0.28 (0.11) | | 1.06 (0.07) | 0.80 | -3.36** |
| Mérida | -0.36 (0.02) | -0.0029(0.0010) | 1.17 (0.13) | 0.77 | -5.41* |
| Chihuahua | -0.99 (0.09) | | 1.05 (0.06) | 0.84 | -4.38* |
| Tampico | 0.64 (0.19) | -0.0020(0.0007) | 0.96 (0.16) | 0.75 | -3.57** |
| Orizaba | -0.02 (0.01) | -0.0038 (0.0006) | 0.85 (0.01) | 0.82 | -2.99 |
| Veracruz | -0.04 (0.01) | -0.0040(0.0007) | 1.01(0.01) | 0.82 | -5.55* |
| Ciudad Juárez | 2.38 (0.28) | -0.0010(0.0007) | 0.44 (0.03) | 0.71 | -2.62 |
| Tijuana | 1.34 (0.20) | -0.0031 (0.0011) | 0.47 (0.06) | 0.43 | -2.48 |
| Matamoros | 0.04 (0.01) | -0.0010 (0.0007) | 1.14 (0.07) | 0.65 | -5.51* |

Desviación estándar entre paréntesis, * Significativo a 5%, ** Significativo a 10%.

Tabla A.4. Resultados de co-integración (ESC)

$$\ln W_{it} = \mu_i + \beta_{it} t + \alpha_i \ln W_{it} + \varepsilon_{it}$$

| Ciudad | μ | β | α | R^2 | DFRC |
|-----------------|-------------------|------------------|-----------------|-------|--------|
| México DF | 0.21 (0.09) | -0.0017(0.0004) | 0.88 (0.05) | 0.91 | -3.18 |
| Guadalajara | -0.14 (0.04) | | 1.06 (0.02) | 0.97 | -3.02 |
| Monterrey | -0.092 (0.007) | 0.0020 (0.0003) | 1.01(0.05) | 0.87 | -5.86* |
| Puebla | -0.57 (0.15) | | 1.11 (0.04) | 0.92 | -2.27 |
| León | -1.60 (0.14) | 0.0050 (0.0006) | 1.81 (0.07) | 0.93 | -4.26* |
| Torreón | -0.37 (0.16) | 0.0020(0.0007) | 1.15 (0.08) | 0.82 | -2.97 |
| San Luis Potosí | -0.39 (0.11) | 0.0010(0.0005) | 1.14 (0.06) | 0.90 | -2.51 |
| Mérida | -0.32 (0.13) | -0.0025(0.0006) | 1.08 (0.07) | 0.84 | -1.74 |
| Chihuahua | -0.22 (0.09) | | 1.12 (0.05) | 0.88 | -2.20 |
| Tampico | | -0.0024(0.0004) | 0.99 (0.008) | 0.88 | -2.74 |
| Orizaba | | -0.0030 (0.0003) | 0.87 (0.006) | 0.91 | -3.11 |
| Veracruz | | -0.0057(0.0006) | 1.01(0.01) | 0.87 | -2.43 |
| Ciudad Juárez | 1.72 (0.21) | -0.0039(0.0010) | 0.63 (0.05) | 0.83 | -3.08 |
| Tijuana | 1.85 (0.21) | -0.0023 (0.0010) | 0.22 (0.11) | 0.25 | -1.96 |
| Matamoros | | | 1.12 (0.004) | 0.85 | -3.18 |
| Nuevo Laredo | 0.46 (0.20) | 0.0030(0.0009) | 0.73 (0.10) | 0.50 | -2.02 |

Desviación estándar entre paréntesis, * Significativo a 5%, ** Significativo a 10%.

Tabla A.5. Resultados de co-integración (PREP)

$$LnW_{it} = \mu_i + \beta_{it}t + \alpha_i LnW_{it} + \varepsilon_{it}$$

| Ciudad | μ | μ | α | R^2 | DFRC |
|-----------------|--------------|------------------|-------------|-------|---------|
| México DF | 0.05 (0.01) | | 0.97 (0.06) | 0.83 | -3.88* |
| Guadalajara | -0.50 (0.19) | | 1.25(0.09) | 0.76 | -3.91* |
| Monterrey | -1.11 (0.37) | 0.0090(0.0010) | 1.21(0.09) | 0.77 | -2.61 |
| Puebla | -0.64 (0.34) | | 1.08 (0.08) | 0.75 | -2.70 |
| León | -1.67 (0.25) | 0.0020 (0.0009) | 1.86 (0.12) | 0.82 | -2.10 |
| Torreón | -0.24 (0.02) | | 1.06 (0.13) | 0.76 | -7.05* |
| San Luis Potosí | -0.71 (0.22) | | 1.28 (0.08) | 0.71 | -3.11 |
| Mérida | -0.49 (0.27) | | 1.21 (0.07) | 0.59 | -5.37* |
| Chihuahua | -0.99 (0.28) | | 1.26 (0.07) | 0.85 | -3.80* |
| Tampico | 0.32(0.14) | | 0.77 (0.07) | 0.68 | -3.09 |
| Orizaba | 0.34(0.02) | -0.0040 (0.0009) | 0.70 (0.11) | 0.65 | -3.24** |
| Veracruz | 0.31(0.19) | | 1.09(0.09) | 0.70 | -3.21** |
| Ciudad Juárez | 2.24 (0.31) | | 0.52 (0.08) | 0.43 | -3.21** |
| Tijuana | 4.27 (0.42) | -0.0030 (0.0010) | 0.16 (0.10) | 0.15 | -2.33 |
| Matamoros | 1.86(0.65) | | 0.64 (0.17) | 0.20 | -2.34 |
| Nuevo Laredo | 0.75 (0.21) | 0.0040(0.0009) | 0.59 (0.10) | 0.42 | -2.29 |

Desviación estándar entre paréntesis, * Significativo a 5%, ** Significativo a 10%.

Tabla A.6. Resultados de co-integración (ES)

$$\ln W_{it} = \mu_i + \beta_{it} t + \alpha_i \ln W_{nt} + \varepsilon_{it}$$

| Ciudad | μ | β | α | R^2 | DFCR |
|----------------|--------------|------------------|--------------|-------|--------|
| México DF | | | 1.04 (0.003) | 0.90 | 5.54* |
| Guadalajara | | | 1.03 (0.003) | 0.89 | 3.92* |
| Monterrey | -1.43 (0.34) | 0.0124 (0.0014) | 1.30 (0.06) | 0.90 | 2.52 |
| Puebla | -0.27 (0.20) | 0.0021 (0.0010) | 1.05 (0.07) | 0.78 | 2.85 |
| León | -0.42 (0.19) | | 1.14 (0.07) | 0.81 | 4.39* |
| Torreón | | 0.0018 (0.0006) | 1.06 (0.006) | 0.87 | 3.78* |
| S. Luis Potosí | | -0.0013 (0.0005) | 0.95 (0.04) | 0.88 | 4.84* |
| Mérida | | | 0.99 (0.006) | 0.88 | 4.84* |
| Chihuahua | 0.64 (0.27) | -0.0038 (0.0011) | 0.92 (0.05) | 0.84 | 2.39 |
| Tampico | | | 0.96 (0.004) | 0.76 | 3.72* |
| Orizaba | 0.56 (0.14) | -0.0018 (0.0006) | 0.67 (0.07) | 0.74 | 4.71* |
| Veracruz | -0.44 (0.20) | -0.0040 (0.0008) | 1.16 (0.08) | 0.79 | 5.08* |
| Ciudad Juárez | 0.64 (0.22) | | 0.82 (0.08) | 0.64 | 3.50** |
| Tijuana | 0.78 (0.32) | | 0.79 (0.12) | 0.42 | 2.80 |
| Matamoros | 0.63 (0.13) | | 0.80 (0.05) | 0.81 | 3.85* |
| Nuevo Laredo | 0.48 (0.29) | 0.0067 (0.0012) | 0.72 (0.11) | 0.60 | 2.68 |

Desviación estándar entre paréntesis, * Significativo a 5%, ** Significativo a 10%.

■ *Referencias*

- Aitken, B.; Harrison, A.; Lipsey, R. (1995) "Wages and Foreign Ownership: A Comparative Study of México, Venezuela and the United States", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5102, Cambridge, Massachusetts.
- Alarcón, D.; McKinley, T. (1997) "The Paradox of Narrowing Wage Differentials and Widening Wage Inequality in Mexico", *Development and Change*, vol. 28, pp. 505-530
- Barro, R.; Sala-i-Martin (1991) "Convergence across states and regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 1, pp. 107-158.
- Bernard, A.; Durlauf, S. (1996) "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 161-173.
- Bouillon, C.; Legovini, A. y Lustig, N. (1999) "Can Education Explain Income Inequality Changes in Mexico", mimeo, junio, Inter-American Development Bank.
- Byers, J. D. (1991) "Testing for Common Trends in Regional Unemployment", *Applied Economics*, vol. 23, pp. 1087-1092.
- Cañonero y Werner (2002) "Salarios relativos y liberalización del comercio exterior en México", *El Trimestre Económico*, vol. LXIX (1), núm. 273, pp. 123-142.
- Cortez, W. (2001) "What is behind Increasing Wage Inequality in Mexico?", *World Development*, vol. 29, núm. 11, pp. 1905-1922 noviembre.
- Cragg, I. M.; Epelbaum, M. (1996) "Why has wage dispersion grown in Mexico? Is it the incidence of reforms or the growing demand for skills?" *Journal of Development Economics*, vol. 51, pp. 99-116.
- Engle, R. F.; Granger, C.; Hylleberg, S. ; Lee, H. S. (1993) "Seasonal Cointegration. The Japanese Consumption Function", *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 275-298.
- Esquivel, G. (1999) "Convergencia regional en México, 1940-1995", *El Trimestre Económico*, vol. LXVI, núm. 264, octubre-diciembre, Fondo de Cultura Económica, México.
- Feenstra, R.; Hanson G. (1995) "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladora", National Bureau of Economic Research, Working Paper núm. 5122, Cambridge, Massachusetts.
- Feliciano, Z. (1995) "Essays on Economic Policy and Labor Market Outcomes: Trade Liberalization, Minimum Wages and Migration. The Case of Mexico", tesis doctoral, Harvard University.

- García, C. (1993) "El sindicalismo Mexicano frente al modelo neoliberal" in H. -D. Köhler y M. Wannöfoll (eds.), *Modelo neoliberal y sindicatos en América Latina*, México, DF: Fundación Friedrich Ebert.
- Hanson, G.; A. Harrison (1995), "Trade, Technology and Wage Inequality", National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper núm. 5110, Cambridge, Massachusetts.
- Hanson, G. (2003) "What has happened to wages in Mexico since NAFTA? Implications for hemispheric free trade", National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper núm. 9563, Cambridge Massachusetts.
- INEGI (1987:1-2000:2) "Encuesta Nacional de Empleo Urbano" (ENEU), Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, Bases de Datos.
- Meza, L. (1999) "Cambios en la estructura salarial de México en el periodo 1988-1993 y el aumento en el rendimiento de la educación superior", *El Trimestre Económico*, vol. LXVI (2), núm. 262, abril-junio, pp. 189-226.
- Quah, D. (1993) "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, vol. 37, pp. 426-434.
- Robertson, R. (2000) "Wage Shock and North American Labor-Market Integration", *The American Economic Review*, vol. 90, núm. 4, septiembre, pp. 742-764.
- Tijerina, J. A. (1997) "Migración interna, capital humano y crecimiento económico en México, 1970-1990", *Economía Mexicana Nueva Época*, vol. vi, núm. 2, pp. 197-222.
- Zapata, F. (1992) "La crisis del control sindical sobre la dinámica del mercado de trabajo en México", *Ajuste estructural, mercados laborales y TLC*. México, DF: El Colegio de México, Fundación Friedrich Ebert-El Colegio de la Frontera Norte.
- Williamson, J. G. (1998) "Globalization and the labor market: using history to inform policy", en Philippe Aghion y Jeffrey G. Williamson, *Growth, Inequality and Globalization, Theory, History and Policy*, Raffaele Mattioli Lectures, Cambridge University Press, Cambridge, UK.