

# CONVERGENCIA REGIONAL EN MÉXICO CONSIDERANDO LA PARTICIPACIÓN DEL PIB AGROPECUARIO (1940-2010)

## REGIONAL CONVERGENCE IN MÉXICO, CONSIDERING THE PARTICIPATION OF THE AGRICULTURAL AND LIVESTOCK GDP (1940-2010)

Antonio **Kido-Cruz**<sup>1</sup>, Ma. Teresa **Kido-Cruz**<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Facultad de Contaduría y Ciencias Administrativas. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Edificio A-II. Av. J. Mújica s/n. Col. Felicitas del Río. Morelia, Michoacán. 58143. (akido42@hotmail.com) <sup>2</sup>Universidad del Papaloapan, Loma Bonita, Oaxaca. Av. Ferrocarril s/n Ciudad Universitaria, Loma Bonita, Oaxaca. 68400. (terekido@hotmail.com)

### RESUMEN

En México se debate si el proceso de apertura comercial, iniciado a fines de la década de los ochenta y principios de la de los noventa, ha generado un proceso de divergencia regional. El objetivo de este estudio fue evaluar la evolución del ingreso *per cápita* en los estados de la República Mexicana, usando el modelo de crecimiento neoclásico y considerando dos criterios de participación agropecuaria. El primero es la inclusión de una variable de cambio estructural del Producto Interno Bruto del sector primario y el segundo es una clasificación de los estados por su participación del producto interno agropecuario y su nivel de empleo en relación con el nivel nacional. Para este estudio se usó un modelo de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios y datos del período 1940-2010. Los principales resultados muestran un proceso de convergencia absoluta entre los estados cuando se utilizan variables ficticias regionales y de perturbaciones aleatorias. Se concluye que no es posible evidenciar un proceso de divergencia económica, pero sí uno no estable en el tiempo de convergencia económica.

**Palabras clave:** Cobb-Douglas, convergencia económica, ingreso.

### INTRODUCCIÓN

La propiedad más importante del modelo neoclásico de crecimiento es determinar la existencia de convergencia condicional (Barro y Sala-i-Martin, 2009). Este concepto se aplica cuando la tasa de crecimiento de una economía está relacionada con la distancia entre el nivel del producto

---

\* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: agosto, 2014. Aprobado: noviembre, 2016.

Publicado como ARTÍCULO en ASyD 14: 175-185. 2017.

### ABSTRACT

In México there is a debate as to whether the free trade process, begun at the end of the 1980s and beginning of the 1990s, has generated a process of regional divergence. The objective of this study was to evaluate the evolution of the *per capita* income in the states of the Mexican Republic, using the neoclassic growth model and considering two criteria of agricultural and livestock participation. The first is the inclusion of a variable of structural change from the Domestic Gross Product of the primary sector, and the second is a classification of the states based on their participation in the agricultural and livestock domestic product and their level of employment in relation to the national level. For this study a linear regression model with ordinary least squares and data from the 1940-2010 period were used. The main results show a process of absolute convergence between the states when fictitious regional variables and of random disturbances are used. It is concluded that it is not possible to demonstrate a process of economic divergence, but rather one that is not stable in the time of economic convergence.

**Key words:** Cobb-Douglas, economic convergence, income.

### INTRODUCTION

The most important property of the neoclassic model of growth is to determine the existence of conditional convergence (Barro and Sala-i-Martin, 2009). This concept is applied when the growth rate of an economy is related to the distance between the level of product of this economy and its own stationary state, and should not be confused with the absolute convergence that indicates that poor economies tend to grow faster than the rich

de dicha economía y su propio estado estacionario, y no debe confundirse con la convergencia absoluta que indica que las economías pobres tienden a crecer más deprisa que las ricas. Los dos conceptos son idénticos solo si un grupo de economías tienden a converger hacia un mismo estado estacionario.

Esposti (2015) formula y estima un modelo donde las fuerzas de convergencia y divergencia se combinan para generar un proceso de convergencia en regiones italianas. Las implicaciones teóricas y metodológicas apuntan a que la reducción de las disparidades regionales de la productividad agrícola sea un objetivo que hace que las políticas sectoriales (agrícolas) sean aceptables y deseables desde una perspectiva de desarrollo regional, y que pueden tener como objetivo principal promover la convergencia del crecimiento de la productividad, favoreciendo la naturaleza pública de las mejoras tecnológicas agrícolas.

En México, Rodríguez y Sánchez (2002), Fuentes y Mendoza (2003), y Chiquiar (2005) señalan un proceso de divergencia después del proceso de apertura comercial, mientras que Valdivia (2007) y Gómez *et al.*, (2010) indican uno de convergencia. Sin embargo, solo hay un par de estudios que incluyen criterios de participación del sector agropecuario para evaluar la evolución del PIB *per cápita* (Saavedra y Rello, 2013; Asuad *et al.*, 2007).

En 1986, México entró al Acuerdo General sobre Aranceles y Comercio (GATT), y en 1994 se firmó el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). El marco teórico de estos instrumentos de liberalización comercial está en los postulados de la ventaja comparativa y establece que los países deben especializarse en aquellas actividades económicas donde posean su factor más abundante. En América del Norte, México debería especializarse en actividades trabajo-intensivo y los otros países en actividades capital-intensivo. En este contexto teórico habrá sectores más favorecidos y sectores menos favorecidos pero, en general, deberá exhibirse una ganancia *per cápita* en la población de los países participantes en este comercio internacional.

Durante los 10 primeros años del TLCAN el comercio exterior agroalimentario de México tuvo un avance notable (Rosenzweig, 2005). El PIB primario mostró un incremento de 1.9 % promedio anual, con mayor dinamismo en el subsector de frutas y hortalizas. En granos básicos el mayor logro se concentra en las transferencias fiscales y en el subsector pecuario en el mayor acceso a forrajes importados. El sector

ones. The two concepts are identical only when one group of economies tends to converge toward the same stationary state.

Esposti (2015) formulates and estimates a model where the forces of convergence and divergence are combined to generate a convergence process in Italian regions. The theoretical and methodological implications indicate that the reduction of regional disparities in agricultural productivity is an objective that makes sectorial (agricultural) policies acceptable and desirable from a perspective of regional development, and that they may have as main objective promoting the convergence of productivity growth, favoring the public nature of the best agricultural technologies.

In México, Rodríguez and Sánchez (2002), Fuentes and Mendoza (2003), and Chiquiar (2005) point to a process of divergence after the process of commercial openness, while Valdivia (2007) and Gómez *et al.* (2010) indicate one of convergence. However, there are only a couple of studies that include criteria of participation of the agricultural and livestock sector to evaluate the *per capita* GDP evolution (Saavedra and Rello, 2013; Asuad *et al.*, 2007).

In 1986, México entered the General Agreement on Tariffs and Trade (GATT), and in 1994 the North American Free Trade Agreement (NAFTA) was signed. The theoretical framework of these instruments of trade liberalization is in the postulates of comparative advantage and establishes that the countries must be specialized in those economic activities where they have their most abundant factor. In North America, México should be specialized in work-intensive activities and the other countries in capital-intensive activities. Within this theoretical context there will be sectors that are more favored and other less favored, but, in general, a *per capita* profit should be exhibited in the population of the countries that participate in this international trade.

During the first 10 years of NAFTA, México's agricultural and livestock foreign trade had noticeable growth (Rosenzweig, 2005). The primary GDP showed an increase of 1.9 % annual average, with higher dynamism in the fruit and vegetable subsector. In basic grains the greatest achievement is centered in tax transferences, and in the livestock subsector in the greater access to imported fodders. The agricultural and livestock sector has a higher

agropecuario tiene una mayor concentración en la producción y en el comercio, y el empleo remunerado agrícola aumentó debido a su mayor productividad, pero el absoluto agrícola sigue su tendencia estructural hacia la baja.

Según Saavedra y Rello (2013), en los primeros 10 años del TLCAN las exportaciones de frutas y hortalizas mexicanas hacia los EUA crecieron, pero la homologación de los precios domésticos con los internacionales ha generado presiones hacia los agricultores, cuyos costos de producción aumentaron debido a la reducción de los subsidios gubernamentales y a la insuficiencia de las instituciones de apoyo a los productores agropecuarios.

De acuerdo con Saavedra y Rello (2013) y con Escalante y Catalán (2008), el saldo del TLCAN parece más bien negativo para la mayor parte de los productores rurales: las importaciones de trigo, arroz, sorgo, maíz y leche en polvo crecieron significativamente, contrabalanceando los efectos positivos del aumento de las exportaciones; la balanza comercial agropecuaria ha sido deficitaria casi todos los años desde 1995 y la agricultura ha dejado de ser una fuente generadora de divisas, función que había cubierto satisfactoriamente durante varios decenios.

El objetivo de este estudio fue evaluar la convergencia regional en México a partir de dos criterios de participación del sector agropecuario: 1) la evolución del PIB del sector primario *per cápita* y, 2) el PIB *per cápita* estatal basado en una clasificación agropecuaria de los estados por nivel de participación del PIB y por nivel de empleo de cada uno.

La hipótesis pretendió demostrar que: 1) No es posible identificar un proceso de divergencia en el periodo de estudio; y 2) La velocidad de la convergencia no es constante en el tiempo.

Al respecto, Asued *et al.* (2007) sostienen que “La apertura de la economía mexicana y el TLCAN han propiciado divergencia regional en las entidades que conforman las regiones agropecuarias manufactureras y de servicios donde la concentración económica en las regiones de mayor disparidad refuerza la disparidad”. Por su parte, Germán y Escobedo (2011) sugieren que la apertura comercial ha favorecido en mayor medida a las regiones con ventajas comparativas en inversión y comercio, mientras que Gómez-Zaldivar (2012) encontró una convergencia generalizada hasta la década de los ochenta y a partir de esa fecha una dispersión relativa.

concentration in production and trade, and paid agricultural employment increased due to its higher productivity, although the absolute agricultural one continues its structural downward trend.

According to Saavedra and Rello (2013), in the first 10 years of NAFTA the Mexican fruit and vegetable exports to the USA increased, but the standardization of domestic prices with international ones has generated pressure on the farmers, whose production costs increased due to the reduction of government subsidies and to the insufficiency of the institutions of support to agricultural and livestock producers.

According to Saavedra and Rello (2013) and Escalante and Catalán (2008), the NAFTA balance seems rather negative for the majority of rural producers: wheat, rice, sorghum, maize and powdered milk imports grew significantly, counterbalancing the positive effects of the increase in exports; the agricultural and livestock trade balance has been loss-making almost every year since 1995 and agriculture has ceased to be a source that generates foreign currency, function that it had covered satisfactorily for several decades.

The objective of this study was to evaluate regional convergence in México based on two criteria of participation in the agricultural and livestock sector: 1) evolution of the primary sector *per capita* GDP and, 2) the *per capita* GDP per state based on an agricultural and livestock classification of the states by level of participation of the GDP and by level of employment in each one.

The hypothesis attempted to prove that: 1) It is not possible to identify a process of divergence in the study period; and 2) The speed of the convergence is not constant in time.

In this regard, Asued *et al.* (2007) maintain that “The openness of the Mexican economy and NAFTA have fostered regional divergence in the states that make up the agricultural and livestock, manufacturing and services regions where the economic concentration in the regions of greatest disparity reinforces the disparity”. In turn, Germán and Escobedo (2011) suggest that commercial openness has favored to a greater extent the regions with comparative advantages in investment and trade, while Gómez-Zaldivar (2012) found a generalized convergence up to the 1980s and since that date a relative dispersion.

## MATERIALES Y MÉTODO

El modelo de crecimiento económico de Solow (1956) parte de una función de producción tipo Cobb-Douglas:  $Y=AK^\alpha L^{1-\alpha}$  en la que  $Y$  es el producto nacional.  $A$  representa el nivel de tecnología, la cual se considera mayor a cero y  $\alpha$  es una constante que toma valores mayores a cero, pero menores a la unidad.  $L$  representa la cantidad de trabajo. Expresada en forma intensiva, se obtiene:  $Y=AK^\alpha$ , que representa el impacto de la variación en la acumulación de capital en el transcurso del tiempo.

Si se divide por  $L$ , (Barro y Sala-i-Martin, 2009: 30), la ecuación anterior queda como:

$$\frac{\dot{K}}{L} = s \cdot f(k) - \delta k \quad (1)$$

Para convertir la ecuación (1) en una diferencial no lineal donde el producto no depende únicamente de  $k$ , se transforma el lado derecho de la ecuación en términos *per cápita* y se sustituye  $n = \frac{\dot{L}}{L}$ , dejando la ecuación en los siguientes términos:

$$k = s \cdot f(k) - (n + \delta + g) \cdot k \quad (2)$$

donde  $\delta$ : nivel de depreciación del capital,  $n$ : tasa de crecimiento de la población,  $s$ : nivel de ahorro en términos de eficiencia por trabajador,  $g$ : tasa de progreso técnico y  $f(x)$ : la función de producción.

En el modelo de crecimiento neoclásico son las propiedades del modelo de Ramsey (1928) las que determinan la dinámica de las variables acumulación del capital y ahorro.

La ecuación (2) considera una tecnología de tipo Cobb-Douglas en donde el proceso dinámico hacia el estado estacionario del producto *per cápita* está dado por:  $\hat{y} = A\hat{k}^\alpha$ . Bajo el supuesto de que esta función presenta rendimientos constantes a escala y que una fracción constante del ahorro ( $s$ ) se invierte en la producción se puede reescribir como  $\hat{y} = s\hat{k}^\alpha$

La expresión anterior implica que  $k^*(\Delta k=0)$  converge a un estado estacionario definido por la función de producción tipo Cobb-Douglas:

$$sk^{*\alpha} = (n + g + \delta)k^*$$

o su expresión equivalente

## MATERIALS AND METHOD

The slow growth model by Solow (1956) stems from a Cobb-Douglas type production function:  $Y=AK^\alpha L^{1-\alpha}$  where  $Y$  is the domestic product.  $A$  represents the technology level, which is considered greater than zero and  $\alpha$  is a constant that takes on values higher than zero, but lower than the unit.  $L$  represents the amount of work. Expressed intensively, the following is obtained:  $Y=AK^\alpha$ , which represents the impact of the variation in the accumulation of capital throughout time.

When divided by  $L$ , (Barro and Sala-i-Martin, 2009: 30), the prior equation becomes:

$$\frac{\dot{K}}{L} = s \cdot f(k) - \delta k \quad (1)$$

In order to convert equation (1) into a non-linear differential where the product does not depend solely on  $k$ , the right side of the equation is transformed into *per capita* terms and  $n = \frac{\dot{L}}{L}$  is substituted, leaving the equation in the following terms:

$$k = s \cdot f(k) - (n + \delta + g) \cdot k \quad (2)$$

where  $\delta$ : level of capital depreciation,  $n$ : population growth rate,  $s$ : level of savings in terms of efficiency per worker,  $g$ : rate of technical progress and  $f(x)$ : the production function.

In the neoclassic growth model, the properties of Ramsey's (1928) model are the ones that determine the dynamics of the accumulation variables of capital and savings.

Equation (2) considers a Cobb-Douglas type technology where the dynamic process towards the stationary state of the *per capita* product is given by: . Under the assumption that this function presents constant yields at a scale and that a constant fraction of savings ( $s$ ) is invested in the production, it can be rewritten as:  $\hat{y} = s\hat{k}^\alpha$

This expression implies that  $k^*(\Delta k=0)$  converges towards a stationary state defined by the Cobb-Douglas type production function.

$$sk^{*\alpha} = (n + g + \delta)k^*$$

or its equivalent expression

$$k^* = \left( \frac{s}{\delta} + n + g \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (3)$$

Sustituyendo esta expresión en la función de producción, queda:

$$\ln \left( \frac{Y_t^*}{L_t} \right) = \ln A_0 + gt + \frac{\delta}{1-\delta} \ln(s) - \frac{\delta}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \quad (4)$$

donde  $g$  y  $\delta$  son constantes,  $\ln A_0 = \alpha + \varepsilon_i$ ;  $s$  es la tasa media de inversión,  $n$  es la tasa media de crecimiento de la población, y  $L$  es la población.

De acuerdo con Domenech y Domínguez (2013), la ecuación (4) está representada en el tiempo  $t$ ; es decir, solo se consideran datos de corte transversal para una serie de países o regiones en un período determinado y se considera que estos países o regiones se encuentran en su estado estacionario en el tiempo  $t$ .

El modelo de Solow puede representar la velocidad a la que una economía converge a su estado estacionario cuando se analizan diferentes períodos de tiempo a través de:

$$\Delta \ln y_{i,t} = \gamma_i (\ln y_{i,t-1} - \ln y_{i,t-1}^*) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde  $\gamma_i = (n+g+\delta)(1-\alpha-\beta)$  y, por tanto, se incorpora información longitudinal.

Sin embargo, este modelo incumple con la hipótesis de que el valor esperado de la media sea igual a cero, por lo que los estimadores no serían consistentes. Una forma de generar consistencia en los estimadores usando información de corte transversal es re-escribiendo (5):

$$\Delta \ln y_{i,t} = 1 + \gamma_i (\ln y_{i,t-1}) + \gamma_i (-\ln y_{i,t-1}^*) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Y sustituyendo recursivamente bajo el supuesto de que  $\ln y_i^*$  permanece constante:

$$\Delta \ln y_{i,t} - \Delta \ln y_{i,0} = -\left(1 - (1 + \gamma_i)^t\right) (\ln y_{i,0}) + \gamma_i (-\ln y_{i,t-1}^*) \sum_{j=0}^{t-1} (1 + \gamma_i)^j + \quad (7)$$

$$k^* = \left( \frac{s}{\delta} + n + g \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (3)$$

Substituting this expression in the production function, there is:

$$\ln \left( \frac{Y_t^*}{L_t} \right) = \ln A_0 + gt + \frac{\delta}{1-\delta} \ln(s) - \frac{\delta}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \quad (4)$$

where  $g$  and  $\delta$  are constant,  $\ln A_0 = \alpha + \varepsilon_i$ ;  $s$  is the mean investment rate,  $n$  is the mean growth rate of the population, and  $L$  is the population.

According to Domenech and Domínguez (2013), equation (4) is represented in time  $t$ ; that is, only data of transversal cut are considered for a series of countries or regions in a specific period and it is considered that these countries or regions are found in their stationary state in time  $t$ .

Solow's model can represent the speed at which an economy converges to its stationary state when different periods of time are analyzed through:

$$\Delta \ln y_{i,t} = \gamma_i (\ln y_{i,t-1} - \ln y_{i,t-1}^*) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

where  $\gamma_i = (n+g+\delta)(1-\alpha-\beta)$  and, therefore, longitudinal information is incorporated.

However, this model fails to fulfill the hypothesis that the expected value of the mean is equal to zero, so that the estimators would not be consistent. One way of generating consistency in the estimators using information of transversal cut is by rewriting (5):

$$\Delta \ln y_{i,t} = 1 + \gamma_i (\ln y_{i,t-1}) + \gamma_i (-\ln y_{i,t-1}^*) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

And substituting recursively under the assumption that  $\ln y_i^*$  remains constant:

$$\Delta \ln y_{i,t} - \Delta \ln y_{i,0} = -\left(1 - (1 + \gamma_i)^t\right) (\ln y_{i,0}) + \gamma_i (-\ln y_{i,t-1}^*) \sum_{j=0}^{t-1} (1 + \gamma_i)^j + \quad (7)$$



$$+ \sum_{j=0}^{t-1} (1 + \gamma_i)^j \cdot \varepsilon_{it-j} \tag{7}$$

La expresión anterior puede transformarse cuando se usan las variables en términos *per cápita*:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}}\right) - \ln\left(\frac{Y_{i,0}}{L_{i,0}}\right) = gt + (1 - (1 + \gamma_i)^t) \ln A_0 - (1 - (1 + \gamma_i)^t) \left( \ln\left(\frac{Y_{i,0}}{L_{i,0}}\right) - \ln y_i^* \right) + v_{i,t} \tag{8}$$

Finalmente, para evaluar empíricamente la hipótesis de convergencia absoluta a través de datos regionales se determina la siguiente regresión univariante (Barro y Sala-i-Martin, 2009):

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = \alpha - \left(1 - \frac{e^{-\beta T}}{T}\right) \cdot \log(y_{i0}) + w_{i0,T} \tag{9}$$

Esta ecuación se estima por mínimos cuadrados no lineales. En esta expresión es importante destacar dos cosas: primero, se asume que sólo existen observaciones para dos momentos del tiempo, el momento 0 y el T; por tanto, la tasa de crecimiento promedio del ingreso *per cápita* de la economía i se evalúa solo en el intervalo 0 y T. Segundo, que la ecuación debe de utilizar un conjunto de datos en el que diversas economías converjan hacia estados estacionarios semejantes, ya que a pesar de la existencia de diferencias en tecnología, preferencias e instituciones entre regiones o municipios, es probable que estas sean menores en las regiones que comparten un gobierno central.

Con la finalidad de incluir variables ficticias regionales y en particular el efecto de la apertura comercial en las regiones agropecuarias en México, es posible especificar (9) para su estimación empírica en términos lineales, como:

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = a - \beta_0 \cdot \log(y_{i0}) + \beta_1 \cdot \sum_{n=1}^4 D1 \cdot \log(y_{i0}) + \beta_2 \cdot \tag{10}$$

$$+ \sum_{j=0}^{t-1} (1 + \gamma_i)^j \cdot \varepsilon_{it-j} \tag{7}$$

This expression can be transformed when the variables are used in *per capita* terms:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}}\right) - \ln\left(\frac{Y_{i,0}}{L_{i,0}}\right) = gt + (1 - (1 + \gamma_i)^t) \ln A_0 - (1 - (1 + \gamma_i)^t) \left( \ln\left(\frac{Y_{i,0}}{L_{i,0}}\right) - \ln y_i^* \right) + v_{i,t} \tag{8}$$

Finally, to evaluate empirically the hypothesis of absolute convergence through regional data the following univariate regression is determined (Barro and Sala-i-Martin, 2009):

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = \alpha - \left(1 - \frac{e^{-\beta T}}{T}\right) \cdot \log(y_{i0}) + w_{i0,T} \tag{9}$$

This equation is estimated by non-linear least squares. In this expression it is important to highlight two things: first, it is assumed that there are only observations for two moments in time, moment 0 and T; therefore, the average growth rate of the *per capita* income of economy i is evaluated only in the interval 0 and T. Second, the equation must use a set of data where the various economies converge toward similar stationary states, since despite the existence of differences in technology, preferences and institutions between regions or municipalities, it is likely that these are lower in the regions that share a central government.

With the aim of including fictitious regional variables and in particular the effect of free trade in the agricultural and livestock regions of México, it is possible to specify (9) for their empirical estimation in linear terms, as:

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = a - \beta_0 \cdot \log(y_{i0}) + \beta_1 \cdot \sum_{n=1}^4 D1 \cdot \log(y_{i0}) + \beta_2 \cdot \tag{10}$$

$$\cdot \sum_{j=1}^9 S_{i,t} \cdot \log(y_{jt}) + w_{i0,T} \tag{10}$$

$$\cdot \sum_{j=1}^9 S_{i,t} \cdot \log(y_{jt}) + w_{i0,T} \tag{10}$$

Las regresiones 9 y 10 se vuelven lineales especificando los logaritmos de las variables y, por tanto, utiliza mínimos cuadrados ordinarios para su estimación. En esta ecuación  $\beta_1$  es igual a  $[1 - e^{\gamma T}/T]$  y representa el parámetro de convergencia. En estas condiciones si  $\gamma$  es negativo se estará en presencia de un proceso de convergencia entre regiones y si es positivo dicho proceso no se presentará. La variable  $D$  representa dos variables ficticias regionales que corresponden a: a) la región agropecuaria muy alta y alta; y b) región agropecuaria baja y muy baja y la variable  $S$  es la ponderación del sector  $j$  en el PIB *per cápita* del estado  $i$  en el momento  $t-T$ . La variable  $y_{jt}$  representa el promedio nacional del ingreso *per cápita* del sector  $j$  en el momento  $t$ . En este caso en particular, esta variable estructural se refiere a la participación del sector primario en el ingreso total de cada estado e indica en cuánto crecería un estado si su sector agropecuario creciera a la tasa promedio de crecimiento del sector agropecuario nacional.

Asuad *et al.* (2007) clasifican a los estados de México en función de la participación por entidad del PIB agropecuario y el empleo agropecuario por entidad (Cuadro 1).

Se utilizó información sobre el PIB por cada estado de 1940 a 2001 (Germán-Soto y Escobedo, 2011) y se amplía hasta 2010 con datos del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática (INEGI). Además, se usó información del PIB agropecuario por estado para 1991 y 2007 del censo general agropecuario 1991 y 2007 y la población de 1940, 1990 y 2010 del sistema de base de datos estatal y municipal del INEGI (Varios años).

Regressions 9 and 10 become linear by specifying the logarithms of the variables and, therefore, they use minimum ordinary least squares for their estimation. In this equation,  $\beta_1$  is equal to  $[1 - e^{\gamma T}/T]$  and represents the convergence parameter. Under these conditions if  $\gamma$  is negative, there is a convergence process between regions and if it is positive this process will not take place. Variable  $D$  represents two fictitious regional variables that correspond to: a) the very high and high agricultural and livestock region; and b) the low and very low agricultural and livestock region; and variable  $S$  is the weighing of sector  $j$  on the *per capita* GDP of the state  $i$  at the moment  $t-T$ . The  $y_{jt}$  variable represents the national average of the *per capita* income of sector  $j$  at moment  $t$ . In this case in particular, this structural variable refers to the participation of the primary sector in the total income of each state and indicates how much a state would grow if its agricultural and livestock sector would grow at the average growth rate of the national agricultural and livestock sector.

Asuad *et al.* (2007) classify the states in México in function of the participation per state in the agricultural and livestock GDP and the agricultural and livestock employment per state (Table 1).

Information about the GDP for each state from 1940 to 2001 was used (Germán-Soto and Escobedo, 2011), and it was extended until 2010 with data from the Economic Information Bank of the National Institute of Geography, Statistics and Information (*Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática*, INEGI). In addition, information of the agricultural and livestock GDP per state for

**Cuadro 1. Regionalización agropecuaria de los estados de México 1980-1994.**  
**Table 1. Agricultural and livestock regionalization of the states of México 1980-1994.**

Regiones agrícolas	Valor índice	Entidades federativas
Participación muy alta	127	Jalisco, Veracruz, Sinaloa, Sonora, Michoacán
Participación alta	106	Chiapas, Chihuahua, Guanajuato, México, Puebla, Tamaulipas, Durango, Oaxaca
Participación baja	86	San Luis Potosí, Coahuila, Baja California, Nayarit, Morelos, Zacatecas, Guerrero, Nuevo León
Participación muy baja	65	Yucatán, Baja California Sur

Fuente: Asuad *et al.* (2007). ♦Source: Asuad *et al.* (2007).

El PIB *per cápita* del sector primario se conformó con la información del PIB del sector primario de 1991 y la población reportada en 1990 por el censo de población de ese año, y el de 2010 se conformó con la del PIB del sector primario de 2007 y la población de 2010 por el censo de población de ese año.

### RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El Cuadro 2 muestra las estimaciones lineales de la ecuación (9) y de la ecuación (10) para las entidades mexicanas, utilizando el Producto Interno Bruto Estatal (PIBE) y la clasificación agrícola regional. La primera columna identifica los períodos de la estimación, la segunda señala los coeficientes por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (9), y la tercera presenta los coeficientes de la ecuación (10).

La estimación puntual para  $\beta$  de la muestra del total de los estados incluidos durante el período 1940 a 2010 fue de  $-0.0085$ , con un error estándar de  $0.0017$  y una estimación de  $R^2$  de  $0.51$ . El valor de  $\beta$  indica que la velocidad de convergencia entre estados pobres y ricos es de tan solo  $0.85\%$  en el período de estudio.

La segunda columna señala un valor de  $\beta$  de  $-0.0088$  con uno de error estándar de  $0.0018$  y un  $R^2$  de  $0.53$ . La semejanza entre el coeficiente estimado en 9 y en 10 nos estaría indicando que la velocidad en la que el ingreso *per cápita* promedio converge entre los estados estudiados no es sustancialmente diferente de

1991 and 2007 from the general agricultural and livestock census 1991 and 2007 was used, and the population from 1940, 1990 and 2010 of the state and municipal database system from INEGI (several years).

The *per capita* GDP from the primary sector was established with information from the GDP of the primary sector from 1991 and the population reported in 1990 by the population census of that year, and that of 2010 was established with the GDP from the primary sector in 2007 and the population in 2010 by the population census of that year.

### RESULTS AND DISCUSSION

Table 2 shows the linear estimations of equation (9) and equation (10) for Mexican states, using the State Gross Domestic Product (*Producto Interno Bruto Estatal*, PIBE) and the regional agricultural classification. The first column identifies the periods of estimation, the second points out the coefficients by ordinary least squares from equation (9), and the third presents the coefficients of the equation (10).

The punctual estimation for  $\beta$  of the total sample of the states included during the period from 1940 to 2010 was  $-0.0085$ , with a standard error of  $0.0017$  and an estimation of  $R^2$  of  $0.51$ . The value of  $\beta$  indicates that the speed of convergence between poor and rich states is only  $0.85\%$  during the study period.

**Cuadro 2. Regresión lineal del producto *per cápita* estatal en México.**  
**Table 2. Linear regression of the states' *per capita* product in México.**

Período	Ecuación (7) MCO		Ecuación (8) MCO		
	Coefficientes	Error estándar	Coefficientes	Error estándar	
1940-2010	Constante	0.093296	0.010386	0.092702	0.010408
	B	-0.008497	0.001781	-0.008803	0.001808
	Variable ficticia regional			-0.002356	0.002379
	R <sup>2</sup>	0.508524		0.530449	
1940-1990	Constante	-0.039037	0.011606	-0.039692	0.011637
	B	-0.011362	0.001990	-0.011699	0.002022
	Variable ficticia regional			-0.002599	0.002660
	R <sup>2</sup>	0.597043		0.614566	
1990-2010	Constante	0.441866	0.019063	0.403462	0.021408
	B	0.002246	0.004261	-0.006147	0.004763
	Variable ficticia regional			9.87E-05	0.004242
	Variable estructural agropecuaria			-1.88E-10	1.31E-09
	R <sup>2</sup>	0.012477		0.088557	



la velocidad en la que este ingreso converge dentro de cada una de las regiones en las que se clasificaron los estados.

Considerando el período que abarca de 1940 a 1990, el valor del coeficiente  $\beta$  fue de  $-0.11$  con un valor del error estándar de  $-0.0019$  y una  $R^2$  de  $0.59$  sin considerar variables ficticias regionales. Cuando se toman en cuenta estas variables *dummy* el valor de  $\beta$  se estima en  $-0.11$  con un error estándar de  $0.002$  y una  $R^2$  de  $0.61$ . Es decir, la velocidad de convergencia no cambia sustancialmente, pero sí la magnitud; en este período se encuentra evidencia de convergencia absoluta entre el ingreso *per cápita* de los estados agrícolas y no agrícolas. La tasa de crecimiento se estima en  $1.13\%$  anual.

Sin embargo, cuando se analiza el período de 1990 a 2010, los resultados son diferentes. El valor estimado de  $\beta$  es de  $0.0022$  con un error estándar de  $0.004$  y una  $R^2$  de  $0.012$  cuando se estima la ecuación (9). Cuando se incluyen las variables regionales y la estructural (ecuación 10), el valor de  $\beta$  se estima en  $-0.006$  con un error estándar de  $0.004$  y una  $R^2$  de  $0.008$ . El signo es negativo, pero los valores de los coeficientes estimados no son estadísticamente diferentes de cero por su valor del error estándar.

Los resultados anteriores muestran la existencia de un proceso de convergencia regional en el período de 1940 a 2010 y en el de 1940 a 1990. Sin embargo, tal proceso no se ve reflejado en el de 1990 a 2010. Para contrastar el análisis de convergencia de 1990 a 2010 se estimaron las ecuaciones 9 y 10, pero utilizando el producto interno per cápita agropecuario en lugar del producto interno bruto estatal. La variable de clasificación regional agrícola consideró cuatro regiones en lugar de dos (alta, muy alta, baja y muy baja participación agropecuaria); además, se utilizó la participación porcentual del PIB agrícola estatal como variable estructural agrícola.

Los resultados se presentan en el Cuadro 3.

Para la ecuación 9 el valor de  $\beta$  fue de  $0.0031$  con un error estándar de  $0.005$  y una  $R^2$  de  $0.012$ . En la ecuación 10 el valor de  $\beta$  fue de  $0.0049$  con un error estándar de  $0.006$  y una  $R^2$  de  $0.34$ . Debido a que los coeficientes estimados no son estadísticamente diferentes de cero no podemos generar ninguna conclusión sobre el proceso de convergencia/divergencia regional dentro del rango de datos y el período de tiempo analizado.

The second column points to a value of  $\beta$  of  $-0.0088$  with a standard error of  $0.0018$  and  $R^2$  of  $0.53$ . The similarity between the coefficient estimated in 9 and 10 would indicate that the speed at which the average *per capita* income converges between the states studied is not substantially different from the speed at which this income converges within each of the regions in which the states were classified.

Considering the period that covers from 1940 to 1990, the value of coefficient  $\beta$  was  $-0.11$  with a standard error value of  $-0.0019$  and  $R^2$  of  $0.59$  without considering fictitious regional variables. When these dummy variables are taken into account the value of  $\beta$  is estimated at  $-0.11$  with a standard error of  $0.002$  and  $R^2$  of  $0.61$ . That is, the speed of convergence does not change substantially, but the magnitude does; during this period evidence is found of absolute convergence between the *per capita* income of the agricultural and non-agricultural states. The growth rate is estimated at  $1.13\%$  annual.

However, when the period of 1990 to 2010 is analyzed, the results are different. The estimated value of  $\beta$  is  $0.0022$  with standard error of  $0.004$  and  $R^2$  of  $0.012$  when equation (9) is estimated. When the regional and structural variables are included (equation 10), the value of  $\beta$  is estimated at  $-0.006$  with standard error of  $0.004$  and  $R^2$  of  $0.008$ . The sign is negative, but the values of the coefficients estimated are not statistically different from zero because of their standard error value.

These results show the existence of a regional convergence process during the period of 1940 to 2010 and in the period of 1940 to 1990. However, this process is not reflected in that of 1990 to 2010. In order to contrast the convergence analysis from 1990 to 2010, equations 9 and 10 were estimated, but using the agricultural and livestock *per capita* domestic product instead of the state gross domestic product. The variable of agricultural regional classification considered four regions instead of two (high, very high, low, and very low agricultural and livestock participation); in addition, the percentage participation of the state agricultural GDP was used as an agricultural structural variable.

The results are shown in Table 3.

For equation 9 the value of  $\beta$  was  $0.0031$  with standard error of  $0.005$  and  $R^2$  of  $0.012$ . In equation 10 the value of  $\beta$  was  $0.0049$  with standard error of  $0.006$  and  $R^2$  of  $0.34$ . Because the coefficients

**Cuadro 3. Regresión lineal del producto per cápita del sector primario estatal en México.**  
**Table 3. Linear regression of the states' primary sector *per capita* product in México.**

Período		Ecuación (7) MCO		Ecuación (8) MCO	
		Coefficientes	Error estándar	Coefficientes	Error estándar
1990-2010	Constante	0.066624	0.002698	-0.018271	0.061146
	B	0.003178	0.005118	0.004953	0.006748
	Variable ficticia regional			-0.000502	0.022667
	Variable ficticia regional			-0.001206	0.017336
	Variable ficticia regional			0.002983	0.012753
	Variable estructural agropecuaria			0.006176	0.005373
	R <sup>2</sup>	0.012477		0.343126	

## CONCLUSIONES

En este estudio exploramos la relación entre el producto interno *per cápita* y el proceso de apertura comercial en México. Se determinó convergencia económica en dos períodos: de 1940 a 1990 y de 1940 a 2010. Sin embargo, el proceso de convergencia se vuelve más lento cuando se considera el período de 1940 a 2010. Para el de 1990 a 2010 no es posible obtener conclusiones sobre un proceso de convergencia o divergencia, ya sea que se utilice el producto interno bruto *per cápita* estatal o el producto interno bruto *per cápita* agropecuario porque los coeficientes estimados no son diferentes de cero. Sin embargo, sí es posible señalar que si la magnitud del proceso de liberalización comercial ocurrido en nuestro país hasta la fecha se mantiene constante, no será posible mantener la hipótesis de que la velocidad de convergencia sea estable en el tiempo para las regiones agrícolas consideradas en el estudio.

Los resultados son coincidentes con los de Mas *et al.* (2005) para el caso de las regiones españolas donde se señala la existencia de un proceso de convergencia regional; sin embargo, contrastan con los resultados de Esposti (2012) donde se señala la existencia de un proceso de divergencia en las regiones italianas.

## LITERATURA CITADA

- Asuad S., N., E., L. Quintana R., y R. Ramírez H. 2007. Convergencia espacial y concentración regional agrícola en México 1970-2003. *Rev. Latin. Econ.* 38: 81-111.
- Barro R., J., y X. Sala-i-Martin 2009. *Crecimiento Económico*, Editorial Reverté, España. 660 p.
- Chiquiar, D. 2005. Why Mexico's regional income convergence broke down. *J. Dev. Eco.* 77: 257-275.

estimated are not statistically different from zero, we cannot generate any conclusion regarding the process of regional convergence/divergence within the range of data and the period of time analyzed.

## CONCLUSIONS

In this study we explore the relationship between the *per capita* domestic product and the free trade process in México. Economic convergence was determined in two periods: from 1940 to 1990 and from 1940 to 2010. However, the convergence process becomes slower when the period of 1940 to 2010 is considered. For the period of 1990 to 2010 it is not possible to obtain conclusions about a convergence or divergence process, whether the state *per capita* gross domestic product is used or the agricultural and livestock *per capita* gross domestic product is used because the coefficients estimated are not different from zero. However, it is possible to point out that if the magnitude of the free trade process that has taken place in our country until now remains constant, it will not be possible to maintain the hypothesis that the speed of convergence is stable in time for the agricultural regions considered in the study.

The results agree with those by Mas *et al.* (2005) for the case of Spanish regions where the existence of a regional convergence process is described; however, they differ from the results by Esposti (2012) where the existence of a divergence process in Italian regions is described.

— End of the English version —

- Domenech, R., y J. A. Domínguez R. 2013. Notas de macroeconomía avanzada. Departamento de Análisis Económico. Universidad de Valencia, España. <http://www.uv.es/rdomech/ma/ma.htm>. (Consulta: julio 2013).
- Escalante S., R., I., y H. Catalán B. 2008. Situación actual del sector agropecuario mexicano. *Economía informa* 350: 7-25.
- Esposti, R. 2012. The driving forces of agricultural decline: a panel data approach to the Italian regional growth. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 60: 357-405.
- Esposti, R. 2015. Convergence and divergence in regional agricultural productivity growth: evidence from Italian regions. *Agricultural Economics* 42: 153-169
- Fuentes F., N., y E. Mendoza C. 2003. Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998. *Comercio Exterior* 53: 178-187.
- Gómez-Zaldívar M., E. Laguna, B. Martínez y M. Mosqueda 2010. Crecimiento relativo del producto *per cápita* de los municipios de la República Mexicana, 1988-2004. *Econo-Quantum* 6: 7-23.
- Gómez-Zaldívar M., 2012. Análisis de la dispersión del PIB *per cápita* en las regiones de la República Mexicana, 1940-2009. *Econoquantum*, Suplemento 9: 141-149.
- Germán-Soto, V., y J. L. Escobedo 2011. ¿Ha ampliado la liberalización comercial la desigualdad económica entre los estados mexicanos. *Economía Mexicana* XX: 37-77.
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) 2013. Banco de Información Económica. <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>. (Consulta: Julio 2013).
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) 2013. Sistema estatal y municipal de base de datos. <http://sc.inegi.org.mx/sistemas/cobdem/contenido.jsp?rf=false&solicitud=>. (Consulta: Julio 2013).
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) 2013. Censo Agrícola-Ganadero 1991. [http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/Agro/ca1991/Resultados\\_Agricola/default.aspx](http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/Agro/ca1991/Resultados_Agricola/default.aspx). (Consulta: Julio 2013).
- INEGI (Instituto Nacional de Geografía, Estadística e Informática) 2013. Censo Agrícola-Ganadero y Forestal 2007. [http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/Agro/ca2007/Resultados\\_Agricola/default.aspx](http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/Agro/ca2007/Resultados_Agricola/default.aspx). (Consulta: Julio 2013).
- Mas, M., J. Maudus., F. Pérez and E. Uriel. Public capital and convergence in the Spanish regions. 2005. *Entrepreneurship and Regional Development* 7:203-221.
- Ramsey F., 1928. A mathematical theory of saving. *Economic Journal* 38: 543-559.
- Rodríguez A., R., and J. J. Sánchez A. 2002. The impact of trade liberalization on regional disparities in Mexico. *Growth and Change* 33: 72-90.
- Rosenzweig P., A., 2005. El debate sobre el sector agropecuario mexicano en el tratado de Libre Comercio de América del Norte. CEPAL, México, D.F. 88 p.
- Saavedra F., y F. Rello, 2013. Integración y Exclusión de los Productores Agrícolas. Un Enfoque Regional. FLACSO. 243 p.
- Solow, R., 1956. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 70: 65-94.
- Valdivia M., 2007. Heterogeneidad espacial, convergencia y crecimiento en México”, ponencia presentada para el XVII Coloquio de Economía Matemática y Econometría, 23-25 de mayo, Quintana Roo, México