



Acta Universitaria

ISSN: 0188-6266

actauniversitaria@gmail.com

Universidad de Guanajuato

México

Lorenzo Valdés, Arturo; Ruíz Porras, Antonio
Producción estatal y tasas de natalidad y mortalidad en México: un análisis de sus
relaciones de largo plazo y dinámicas
Acta Universitaria, vol. 27, núm. Esp. 1, 2017, pp. 17-32
Universidad de Guanajuato
Guanajuato, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41654513003>

- 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

Producción estatal y tasas de natalidad y mortalidad en México: un análisis de sus relaciones de largo plazo y dinámicas

States production, fertility, and mortality rates in Mexico: an analysis of their long-term relationships and dynamics

Arturo Lorenzo Valdés*, Antonio Ruíz Porras**[†]

RESUMEN

Se emplea un panel de indicadores anuales de las 32 entidades federativas mexicanas, durante el periodo 1993-2010, para estudiar las relaciones de largo plazo y las dinámicas de la producción, la natalidad y la mortalidad en México. El estudio usa pruebas de cointegración y de causalidad en el sentido de Granger para paneles, estimaciones de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés) y modelos para paneles dinámicos. Los principales hallazgos son: 1) los indicadores cointegran; 2) la relación de largo plazo estimada muestra que hay correlaciones negativas entre la producción y la natalidad y entre la producción y la mortalidad; 3) hay causalidad de la mortalidad hacia la producción; 4) hay causalidad bidireccional entre la natalidad y la producción; y 5) los efectos de la mortalidad sobre la producción son mayores que los efectos de la natalidad sobre la producción.

ABSTRACT

We use annual panel data for the 32 Mexican states, during the 1993-2010 period, to study the long-term relationships and dynamics of production, fertility, and mortality in Mexico. The study uses cointegration and Granger-causality tests for panel data, Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) estimations, and dynamic panel data models. The main findings are: 1) the indicators cointegrate; 2) the estimated long-run relationship shows negative correlations between production and fertility and between production and mortality; 3) there is causality from mortality to production; 4) there is bidirectional causality between fertility and production; and 5) mortality effects on production are bigger than fertility effects on production.

Recibido: 24 de junio de 2016
 Aceptado: 17 de febrero de 2017

Palabras clave:

Producción; natalidad; mortalidad; cointegración; causalidad; mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS); modelos dinámicos para paneles; entidades federativas mexicanas.

Keywords:

Production; fertility; mortality; cointegration; causality; dynamic ordinary least squares (DOLS); dynamic models for panel data; Mexican states.

Cómo citar:

Lorenzo Valdés, A., & Ruíz Porras, A. (2017). Producción estatal y tasas de natalidad y mortalidad en México: un análisis de sus relaciones de largo plazo y dinámicas. *Acta Universitaria*, 27(NE-1), 17-32. doi: 10.15174/au.2017.1498

INTRODUCCIÓN

En la literatura del desarrollo económico comúnmente se indica que los países que se industrializan exitosamente suelen manifestar dos tipos de transformaciones: 1) Una revolución industrial que incrementa sus niveles de producción e ingreso; y 2) una transición demográfica que reduce sus tasas de natalidad y mortalidad (Herzer, Strulik & Vollmer, 2012; Todaro & Smith, 2015). Por esta razón, los textos sobre el desarrollo económico suelen referirse a las relaciones y dinámicas entre la producción, la natalidad y la mortalidad¹. Más aun, puede decirse que los estudios sobre dichas relaciones y dinámicas dan origen a la teoría económica. Las teorías clásicas de la población, de los salarios de subsistencia y de la pobreza, entre otras, tienen su origen en dichos estudios².

Paradójicamente, los estudios sobre la producción, la natalidad y la mortalidad hallan evidencia mixta sobre las relaciones y dinámicas de dichas

* Departamento de Actuaría, Física y Matemáticas, Universidad de las Américas Puebla.

** Departamento de Métodos Cuantitativos. Universidad de Guadalajara, CUCEA. Periférico Norte 799, Núcleo Universitario Los Belenes, Zapopan, Jalisco, México, C.P. 45100. Tel.: (52) (33) 3770 3300. Ext. 25291. Fax.: (52) (33) 3770 3300. Ext. 25227. Correo electrónico: antoniop@cucea.udg.mx

[†] Autor de correspondencia.

¹ Véase Ahlburg & Cassen (2008); Barro & Sala-i-Martin (2004), Bloom & Canning (2001) y Todaro & Smith (2015) para revisiones de la vinculación entre el desarrollo económico y la población.

² Thomas Malthus fue quien mostró la importancia de las relaciones entre la producción, la natalidad y la mortalidad en el desarrollo económico. Los estudios de David Ricardo, Nassau Senior y John Stuart Mill, entre otros, fueron influenciados por las ideas plasmadas en su *Ensayo sobre el principio de la población* (Malthus, 1798). Una revisión de cómo Malthus influyó en el desarrollo de la economía política clásica, puede hallarse en Blaug (1997).

variables (Ahlburg & Cassen, 2008). Blanchet (1991) y Bloom & Freeman (1988), por ejemplo, muestran que las reducciones en la natalidad y la mortalidad tienen impactos diferenciados en el crecimiento económico usando evidencia internacional. Asimismo, hallan que usar la población como única variable demográfica induce problemas de especificación estadística³. Bloom & Canning (2001) y Kelley & Schmidt (1996; 2001) por su parte, sugieren que las relaciones mencionadas cambian en el tiempo. Más aun, Kelley & Schmidt (2001) sugieren que solamente entre 1980 y 1995 ha habido relaciones significativas entre las mencionadas variables.

Los estudios contemporáneos usan paneles de indicadores para aprovechar al máximo los datos disponibles. Paradójicamente, los estudios no sugieren que haya consensos sobre las correlaciones entre las variables. Así, Schultz (1997) muestra que el ingreso por adulto está negativamente asociado con la mortalidad y positivamente con la natalidad. Kelley & Schmidt (2001), por su parte, hallan que la natalidad y la mortalidad se correlacionan negativamente con el crecimiento económico. Lorentzen, McMillan & Wacziarg (2008) encuentran una correlación positiva entre la mortalidad y la natalidad e, indirectamente, una correlación negativa entre la natalidad y el crecimiento. Murtin (2013) no encuentra ninguna correlación significativa.

En la literatura contemporánea hay una controversia referida a las causalidades entre la producción, la natalidad y la mortalidad. Esta controversia existe porque hay teorías diversas⁴ y porque los estudios que evalúan dichas causalidades son muy escasos. Así, Ángeles (2010) halla una relación directa entre la mortalidad y la natalidad y muestra que la natalidad no tiene relación alguna con el Producto Interno Bruto (PIB) *per cápita*. Herzer *et al.* (2012), por su parte, hallan causalidades bidireccionales entre la producción y la natalidad y entre la mortalidad y la natalidad. Estos estudios no se sustentan en pruebas de causalidad en el sentido de Granger para paneles. Esta situación, se explica porque dichas pruebas todavía están en una etapa de desarrollo incipiente⁵.

Todos los estudios mencionados utilizan indicadores de distintos países para analizar las relaciones y dinámicas de la producción, la natalidad y la mortalidad. Ninguno utiliza indicadores regionales de países específicos. Esta característica debe señalarse porque las estimaciones que usan indicadores regionales reducen algunos sesgos implícitos en las estimaciones que usan indicadores internacionales. Los mencionados sesgos se vinculan a las diferencias tecnológicas, institucionales, culturales y empresariales que existen entre los países (Barro & Sala-i-Martin, 2004). Por esta razón, puede argumentarse que las estimaciones con indicadores regionales podrían coadyuvar a resolver las controversias empíricas existentes.

En este artículo se analizan las relaciones de largo plazo y las dinámicas de la producción, la natalidad y la mortalidad en las entidades federativas de México. El estudio usa varios análisis complementarios entre sí (de tipo estadístico, de cointegración y elasticidades y de modelación econométrica). Particularmente, sus objetivos son: 1) describir y comparar los indicadores de las entidades; 2) evaluar la existencia de relaciones de largo plazo y modelarlas; 3) estimar las elasticidades de largo plazo de la producción de las entidades; 4) determinar las causalidades entre los indicadores; y 5) modelar la dinámica de la producción. El estudio utiliza un panel de indicadores anuales de las 32 entidades para el periodo comprendido entre 1993 y 2010.

Este estudio complementa aquellos desarrollados por Ángeles (2010), Herzer *et al.* (2012) y Murtin (2013). Por esta razón, en la investigación se utilizan pruebas de raíces unitarias y de cointegración para paneles y regresiones estimadas mediante las técnicas mínimos cuadrados dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés) y el Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés) en diferencias⁶. Sin embargo, a diferencia de los mencionados estudios, donde se analizan grupos de países, aquí se usan las mencionadas pruebas y técnicas para describir las relaciones de largo plazo y las dinámicas regionales de un país en desarrollo. Particularmente, se hacen estimaciones para las entidades federativas mexicanas con fines comparativos. Estas características, cabe mencionar, constituyen las mayores contribuciones de la investigación.

³ Coale & Hoover (1958) sientan las bases del análisis contemporáneo de las relaciones entre el desarrollo económico y la demografía. En este estudio se usaba la población como la única variable demográfica.

⁴ Las teorías que han analizado la causalidad entre la producción, la natalidad y la mortalidad usualmente generan controversias. Las teorías demográficas suelen plantear la existencia de impactos de la mortalidad o de la producción sobre la natalidad. Las teorías económicas señalan que el progreso técnico induce incrementos en la producción que inducen reducciones en la mortalidad y, posteriormente, en la natalidad; o bien simplemente plantean que existen causalidades bidireccionales. Véase Blanchet (1991), Galor (2005), Herzer *et al.* (2012) y Murtin (2013) para revisiones de las mencionadas teorías.

⁵ La monografía de Finkel (1995) es, quizá, la primera que revisa las pruebas de causalidad para datos en panel. Sin embargo, ninguno de los autores mencionados aquí utiliza las mismas.

⁶ Los acrónimos DOLS y GMM indican, respectivamente, *Dynamic Ordinary Least Squares* (Mínimos Cuadrados Dinámicos) y *Generalized Method of Moments* (Método Generalizado de Momentos).

El estudio tiene similitudes y diferencias adicionales con respecto a los trabajos mencionados anteriormente. Particularmente, aquí se estiman la relación de largo plazo y las elasticidades con base en la técnica DOLS, tal como lo proponen Herzer *et al.* (2012). Sin embargo, las variables independientes y dependiente en dicha relación y la forma funcional de la regresión son distintas debido a que aquí las mencionadas variables no se postulan, sino que se determinan con base en las pruebas de causalidad⁷. Además, al igual que Ángeles (2010) y Murtin (2013), aquí se utiliza la técnica GMM para estimar la dinámica de corto plazo de las relaciones analizadas; sin embargo, tal como ha sido mencionado, las variables son distintas.

Las contribuciones de este estudio también son metodológicas. Esto ocurre porque aquí se incluyen análisis adicionales a los incluidos en los mencionados estudios. Los principales son las siguientes: 1) se usa la metodología Dumitrescu-Hurlin para hacer pruebas de causalidad en el sentido de Granger para paneles y así determinar las variables independientes y dependientes en las estimaciones de corto y largo plazos; 2) se usa la metodología Fisher/Johansen para evaluar la existencia de relaciones de largo plazo y no espurias entre los indicadores⁸; 3) se estiman elasticidades de largo plazo de la producción que pueden variar en el tiempo y por entidad federativa; y 4) se modelan las dinámicas de largo y corto plazo usando a la producción como variable dependiente⁹.

El artículo está organizado en cuatro secciones (incluida la introducción). La segunda sección describe los métodos y procedimientos del estudio. Se incluye una descripción de la base de datos, la metodología y las técnicas estadísticas y econométricas. La tercera sección muestra los resultados de las estimaciones. Esta sección se divide en tres apartados. El primero muestra la estadística descriptiva y los *rankings* de los indicadores. El segundo muestra las pruebas de cointegración, la relación de largo plazo entre los indicadores y las elasticidades de largo plazo de la producción

de las entidades. El tercero muestra las causalidades entre los indicadores y la modelación de la dinámica de la producción. La última sección sintetiza los principales hallazgos y discute sus implicaciones.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los materiales, métodos y técnicas usados en este estudio son acordes con el enfoque de paneles de datos. En este estudio se utiliza este enfoque de análisis econométrico porque el mismo permite: 1) combinar las propiedades de los datos en series de tiempo y de corte transversal; 2) tomar en cuenta la heterogeneidad de las unidades de medición, es decir, las entidades federativas; 3) revelar dinámicas de cambio y efectos difíciles de detectar cuando solo se usan datos de corte transversal o en series de tiempo; 4) minimizar sesgos derivados de la agregación de datos; y 5) reducir la variabilidad y la potencial multicolinealidad de las variables e incrementar los grados de libertad y la eficiencia de las estimaciones.

El panel de indicadores usado aquí se construye usando los bancos de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Particularmente, el indicador de producción, logaritmo natural del PIB por entidad federativa, se construye usando datos del Banco de Información Económica (BIE)¹⁰. Los indicadores demográficos, la tasa bruta de natalidad y la tasa bruta de mortalidad se obtienen directamente del Banco de Información INEGI (BIINEGI)¹¹. Estadísticamente el panel se puede describir como de tipo balanceado con 576 observaciones. El mismo contiene datos e indicadores de las 32 entidades federativas mexicanas para los años de 1993 a 2010¹².

Los métodos y técnicas usados en el estudio permiten realizar análisis de tipo estadístico, de cointegración y de causalidad y de modelación econométrica. Estos análisis son complementarios y relativamente

⁷ Advértase que las mencionadas pruebas proveen evidencia para dirimir las controversias con respecto a las causalidades entre la producción, la natalidad y la mortalidad.

⁸ La metodología de Fisher/Johansen permite validar que la relación de largo plazo estimada no sea espuria. Esta metodología mencionada es una generalización de la propuesta por Johansen para analizar la cointegración de series de tiempo (Johansen, 1991).

⁹ En este estudio se considera a la producción como la variable dependiente, con base en los resultados de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger. Muchos estudios simplemente postulan que la variable dependiente debe ser la natalidad (v.g., Ángeles, 2010; Herzer *et al.*, 2012; Murtin, 2013).

¹⁰ El PIB por entidad federativa mide la producción real de bienes y servicios incluyendo el petróleo. La variable fue ajustada para que expresara la producción real en millones de pesos constantes de 2008. En este contexto, vale la pena señalar que los datos del INEGI, de 1993 a 2003, estaban expresados millones de pesos constantes de 1993; mientras que los datos restantes estaban expresados en millones de pesos constantes de 2008. La variable PIB por entidad federativa se expresa en términos absolutos y no en términos *per cápita* debido a la ausencia de datos.

¹¹ Los datos demográficos indican el número de nacimientos (natalidad) y de muertes (mortalidad) de una población por cada 1000 habitantes en un año.

¹² El periodo de análisis fue seleccionado con base en la disponibilidad de datos para la totalidad de las entidades federativas. La mayoría de los métodos y técnicas usados en esta investigación requieren paneles balanceados.

independientes entre sí. Particularmente, el análisis estadístico permite describir los indicadores de las entidades federativas desde una perspectiva comparada. El análisis emplea estadísticas descriptivas y *rankings*. Las estadísticas descriptivas se usan para caracterizar en los niveles nacional y estatal a los indicadores de producción, natalidad y mortalidad. Los *rankings* se usan para ordenar, de manera descendente, los promedios anuales de los indicadores de las entidades.

El análisis de cointegración se sustenta en la metodología de Fisher/Johansen para paneles de datos. La misma es una extensión de la metodología de Johansen usada para evaluar relaciones de largo plazo en series de tiempo (Johansen, 1991). La metodología de Fischer/Johansen evalúa la existencia de relaciones de cointegración mediante la realización de pruebas de raíces unitarias y de pruebas de cointegración para paneles de datos. Específicamente, las pruebas de raíces unitarias empleadas aquí incluyen las desarrolladas por Im, Pesaran y Shin (IPS), Levin, Lin y Chu (LLC) y Maddala y Wu (Fischer-ADF)¹³. Las pruebas de cointegración, por su parte, son las desarrolladas por Maddala & Wu (1999).

La metodología de Fisher/Johansen requiere la estimación repetida de los estadísticos de la traza y de máximo *eigenvalor* obtenidos mediante la metodología de Johansen. Asumiendo un número fijo de relaciones de cointegración, los mencionados estadísticos se estiman para las series de cada entidad i ($i = 1, 2, 3, \dots, 32$). Así, aquí se estiman 32 estadísticos de la traza y de máximo *eigenvalor*. Los *p-value*, π_i , de cada estadístico estimado se usan para construir dos estadísticos combinados. El primer estadístico combina los *p-value* de los 32 estadísticos de la traza; el segundo incluye los *p-value* de los 32 estadísticos de máximo *eigenvalor*. Los estadísticos combinados se denominan como estadísticos CT¹⁴.

Las pruebas de cointegración de Maddala & Wu (1999) se evalúan con los estadísticos combinados de la traza y máximo *eigenvalor* asumiendo un número fijo de relaciones de cointegración. Al igual que en la metodología de Johansen, el número de pares de pruebas de cointegración se iguala al número de indicadores evaluados (3). En este contexto, las hipótesis nulas de cada prueba de cointegración también refieren al número de relaciones de cointegración hipotéticas que pudieran existir en el panel (máximo dos). Asimismo, los *p-values* de los estadísticos combinados, al igual que sus contrapartes para series de tiempo, también se estiman mediante los métodos de MacKinnon, Haug & Michelis (1999).

El análisis de cointegración se complementa con la estimación de la relación de largo plazo de los indicadores. Esta relación se estima mediante una regresión que usa la técnica de DOLS (Stock & Watson, 1993). Herzer *et al.* (2012) proponen utilizar esta técnica porque la misma permite: 1) estimar regresiones lineales, por ejemplo, relaciones de largo plazo, cuando hay más de dos variables $I(1)$ o variables que pueden tener ordenes $I(0)$ e $I(1)$; 2) resolver problemas de endogeneidad y de correlación serial usando rezagos (*lags*) y adelantos (*leads*) de las variables independientes; y 3) obtener estimaciones consistentes para muestras pequeñas¹⁵.

Metodológicamente, la regresión estimada mediante la técnica DOLS (regresión DOLS) es una relación de cointegración con parámetros lineales y rezagos y adelantos de las diferencias de las variables independientes. No incluye variables de control por la falta de variables pertinentes¹⁶. Esta regresión, de forma funcional semilogarítmica, es la siguiente¹⁷:

$$\ln(PIB_{it}) = \alpha_{0i} + \beta_1 F_{it} + \beta_2 M_{it} + \sum_{j=1}^1 \phi_{1ij} \Delta F_{it-j} + \sum_{j=1}^1 \phi_{2ij} \Delta M_{it-j} + \mu_{it} \quad (1)$$

¹³ Las pruebas de raíces unitarias IPS, Fisher-ADF y LLC son aquellas propuestas por Im, Pesaran & Shin (2003), Levin, Lin & Chu (2002) y Maddala & Wu (1999). Los supuestos particulares de las pruebas de raíces unitarias usadas en este estudio se describen en Breitung & Pesaran (2005). Los supuestos comunes refieren a la existencia de efectos fijos individuales y a la selección del número óptimo de rezagos mediante el Criterio de Información de Schwartz (BIC).

¹⁴ Los estadísticos combinados se construyen y se distribuyen de la misma manera. Su formulación y distribución son, respectivamente, $CT = -2 \sum_{i=1}^{i=32} \log(\pi_i)$ y $CT - \chi^2_{64}$.

¹⁵ Véase Stock & Watson (1993) Maddala & Kim (1998) para descripciones formales de la técnica DOLS. Véase Al-Azzam & Hawdon (1999) y Masih & Masih (1996; 2000) para exposiciones de las ventajas de usar la técnica DOLS en el análisis empírico.

¹⁶ Económicamente, bien puede argumentarse que la falta de variables de control y la heterogeneidad en los niveles de producción estatal pueden inducir sesgos en la estimación propuesta. Particularmente, la falta de variables de control en la estimación DOLS se explica debido a la ausencia de datos consistentes y comparables para el periodo analizado. El INEGI comenzó a recopilar datos estatales a partir de 1993. Por esta razón, hay limitaciones en la disponibilidad de muchas variables (incluyendo la referida a producción real *per cápita*). En este contexto, no sobra señalar que Herzer *et al.* (2012) tampoco incluyen controles en sus estimaciones.

¹⁷ Los indicadores de producción fueron seleccionados como la variable dependiente de la regresión estimada con base en los resultados de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger. Los números unitarios de los rezagos y adelantos se seleccionaron con base en los Criterios de Información de Akaike (AIC), de Schwartz (BIC) y de Hannan-Quinn. Se presentan aquí dichos resultados por simplicidad de exposición.

Las variables de la regresión son las siguientes: $\ln(PIB_{it})$ es el indicador de producción estatal, medido en términos del logaritmo natural del PIB real de la entidad federativa en el periodo t ($t = 1, 2, 3, \dots, 18$); F_{it} es el indicador de natalidad de la entidad i en el periodo t ; y M_{it} es el indicador de mortalidad de la entidad en el periodo t ; y μ_{it} es el término de error de la entidad i en el periodo t .

La relación de largo plazo estimada se considera como estadísticamente válida cuando se satisfacen las siguientes condiciones: 1) cuando los indicadores del panel son $I(1)$ y los mismos cointegran; 2) cuando los coeficientes β_1 y β_2 son estadísticamente significativos; y 3) cuando los residuales se distribuyen normalmente. Particularmente, la primera condición es necesaria para evitar la estimación de regresiones espurias¹⁸. La segunda condición se evalúa mediante pruebas de significancia individual basadas en los estadísticos t de *Student*. La tercera se evalúa mediante la prueba de normalidad de Jarque-Bera. Por estas razones, aquí se reportan los *p-values* asociados a dichas pruebas estadísticas.

La forma funcional semilogarítmica de la regresión (1) permite estimar las elasticidades de largo plazo de la producción con respecto a la natalidad y a la mortalidad. Estas elasticidades cuantifican la sensibilidad de la producción cuando se incrementan los indicadores de natalidad o de mortalidad en 100%. Particularmente, la elasticidad promedio de largo plazo de la producción con respecto a la natalidad para la entidad federativa i , $\varepsilon_{PIB/F}$, se define como¹⁹:

$$\varepsilon_{PIB/F} = \left| \left(\frac{F_{it}}{PIB_{it}} \right) \left(\frac{\partial PIB_{it}}{\partial F_{it}} \right) \right| = \left| \beta_1 \sum_{t=1}^{t=T} \frac{F_{it}}{T} \right|. \quad (2)$$

Asimismo, la elasticidad promedio de la producción con respecto a la mortalidad para la entidad federativa i , $\varepsilon_{PIB/M}$, se define como:

$$\varepsilon_{PIB/M} = \left| \left(\frac{M_{it}}{PIB_{it}} \right) \left(\frac{\partial PIB_{it}}{\partial M_{it}} \right) \right| = \left| \beta_2 \sum_{t=1}^{t=T} \frac{M_{it}}{T} \right|. \quad (3)$$

El análisis de modelación econométrica incluye pruebas de causalidad en el sentido de Granger para paneles y la estimación de una regresión para paneles dinámicos usando la técnica del GMM. Específicamente, las pruebas de causalidad en el sentido de Granger bivariada se usan para: 1) justificar el uso del indicador de la producción como variable dependiente en las regresiones estimadas; y 2) resolver las controversias sobre la causalidad entre los indicadores de producción, natalidad y mortalidad. La prueba de causalidad en el sentido de Granger empleada aquí es la desarrollada por Dumitrescu & Hurlin (2012). Se utiliza esta prueba porque su uso se considera adecuado para muestras pequeñas.

La dinámica de la producción con respecto a la natalidad y a la mortalidad se modela usando una regresión GMM en diferencias para paneles dinámicos (Arellano & Bond, 1991). Aquí usa dicha técnica para estimar el siguiente modelo dinámico con parámetros lineales para paneles de datos:

$$\ln(PIB_{it}) = \rho \ln(PIB_{it-1}) + \alpha_1 F_{it} + \alpha_2 M_{it} + \alpha_3 F_{it-1} + \alpha_4 M_{it-1} + \nu_i + \mu_{it}. \quad (4)$$

Las variables del modelo incluyen a las mencionadas anteriormente y algunas adicionales. Las variables adicionales son el indicador de producción de la entidad federativa i en el periodo $t-1$, $\ln(PIB_{it-1})$, y el indicador de efectos fijos de la entidad federativa i , ν_i .

La técnica GMM en diferencias tiene varias características que hacen conveniente su uso para describir la dinámica de la producción. La principal es que permite obtener coeficientes eficientes y robustos que evitan el problema de “sesgo de panel dinámico” que caracteriza a las estimaciones con efectos fijos²⁰. Para eliminar dicho problema, el modelo planteado en (4) se transforma “en diferencias” de la siguiente manera:

$$\Delta \ln(PIB_{it}) = \rho \Delta \ln(PIB_{it-1}) + \alpha_1 \Delta F_{it} + \alpha_2 \Delta M_{it} + \alpha_3 \Delta F_{it-1} + \alpha_4 \Delta M_{it-1} + \Delta \mu_{it}. \quad (5)$$

¹⁸ Las regresiones espurias son aquellas en donde se manifiestan correlaciones entre variables por coincidencia o por la existencia de factores no observables (denominados como variables de respuesta común). Esta situación suele manifestarse cuando las variables de la regresión no son estacionarias.

¹⁹ Advértase que los valores de las elasticidades no son constantes cuando se asume una forma funcional semilogarítmica. Las elasticidades cambian en cada periodo y para cada entidad federativa. Por esta razón, las elasticidades para cada entidad federativa se calculan usando los indicadores analizados promediados en el tiempo, es decir, sus medias muestrales. En este contexto, no sobra enfatizar que el número de años analizados es dieciocho ($T=18$). Asimismo, debe advertirse que se sigue la convención de plantear las elasticidades en términos absolutos para obtener valores positivos.

²⁰ El “sesgo de panel dinámico” ocurre porque $\ln(PIB_{it-1})$ está correlacionado con los efectos fijos en el término de error μ_{it} (Nickell, 1981).

Los coeficientes de impacto estimados de (4) y (5) se obtienen usando la técnica GMM y variables instrumentales²¹. Las variables usadas como instrumentos son $\ln(PIB_{it})$ y $\ln(PIB_{it-2})$.

La estimación de la regresión GMM en diferencias se valida mediante pruebas estadísticas complementarias. Las principales pruebas utilizadas aquí se basan en los estadísticos de Arellano-Bond (m_2) y de Sargan²². La prueba de Arellano-Bond evalúa la existencia de correlación de segundo orden en los errores. Su hipótesis nula supone la normalidad de los errores y la no autocorrelación de segundo orden. La prueba de sobre-identificación de Sargan evalúa las restricciones del modelo. Su hipótesis nula supone la validez conjunta de los instrumentos. Particularmente, si ninguna hipótesis nula es rechazada, se validan las estimaciones obtenidas. Por simplicidad analítica, para todos los estadísticos se reportan los *p-values*.

Finalmente, debe enfatizarse que este estudio tiene cinco objetivos que guían la investigación desarrollada. Estos objetivos son los siguientes: 1) describir y comparar los indicadores de producción, natalidad y mortalidad en las entidades federativas mexicanas; 2) evaluar la existencia de relaciones de largo plazo y modelarlas; 3) estimar las elasticidades de largo plazo de la producción de las entidades; 4) determinar las causalidades entre los indicadores; y 5) modelar la dinámica de la producción de las entidades con respecto a la natalidad y a la mortalidad. Se enfatizan los objetivos porque los mismos definen los métodos, técnicas, alcances y límites de la investigación.

Tabla 1.
Estadísticas descriptivas del logaritmo natural del PIB (PIB), la tasa bruta de natalidad (F) y la tasa bruta de mortalidad (M).

	PIB	F	M
Media	12.0532	22.3639	4.8434
Mediana	11.9177	22.2500	4.9000
Máximo	14.5257	32.0000	6.3000
Mínimo	10.3209	14.6000	2.9000
Desv. est.	0.8801	3.5677	0.6079
Coef. de asimetría	0.4813	0.1369	-0.5205
Curtosis	3.1291	2.04567	3.4057
Observaciones	576	576	576

Fuente: Elaboración propia.

RESULTADOS

En esta sección se muestran los resultados de las estimaciones usadas para estudiar las relaciones de la producción, la natalidad y la mortalidad, que se organizan en tres apartados. Particularmente, el primer apartado muestra las estimaciones vinculadas al análisis estadístico (estadísticas descriptivas y *rankings*). El segundo apartado muestra las estimaciones vinculadas al análisis de cointegración y de elasticidades (basadas en las metodologías de Fisher/Johansen y en la regresión DOLS). Finalmente, el tercer apartado muestra las estimaciones vinculadas al análisis de modelación econométrica (pruebas de causalidad en el sentido de Granger y regresión dinámica para paneles estimada mediante la técnica GMM en diferencias).

Análisis estadístico

Metodológicamente, el análisis estadístico usa estadísticas descriptivas y *rankings*. Las estadísticas descriptivas se usan para caracterizar los indicadores de producción, natalidad y mortalidad. Las tablas 1, 2, 3 y 4 muestran las estimaciones de estadística descriptiva de los indicadores a nivel agregado y desagregado. La tabla 1 muestra las estimaciones a nivel agregado a manera de referencia estadística. Particularmente, la tabla muestra que, durante el periodo analizado, hubo anualmente un promedio de 22.36 nacimientos y de 4.84 muertes por cada 1000 habitantes y por cada entidad federativa. La tabla también muestra que las distribuciones de densidad de los indicadores analizados son asimétricas y que ninguna es mesocúrtica²³.

La tabla 2 muestra las estimaciones de estadística descriptiva de los indicadores de producción real de bienes y servicios. Las estimaciones muestran que las entidades que han experimentado los niveles de producción más volátiles han sido Campeche (0.8942) y Tabasco (0.6141). Asimismo, las estimaciones muestran que las entidades que han experimentado los niveles más estables han sido la Ciudad de México (0.1355) y Chihuahua (0.1706). Además, las estimaciones confirman que las distribuciones de densidad de las entidades son asimétricas y que ninguna es mesocúrtica²⁴. Por tanto, la evidencia muestra que la producción de bienes y servicios ha sido heterogénea entre las entidades federativas.

²¹ Adviértase que no es posible estimar directamente vía mínimos cuadrados ordinarios (MCO-OLS) porque $E[\Delta \ln(PIB_{it-1}), \Delta \mu_{it}] \neq 0$.

²² El análisis de validación también incluye las pruebas de Arellano-Bond y de significancia individual y conjunta de las variables del modelo. La prueba de Arellano-Bond evalúa la existencia de correlación de primer orden en los errores con base en el estadístico m_1 . Las pruebas de significancia individual y conjunta de las estimaciones se sustentan, respectivamente, en los estadísticos z y de Wald.

²³ Adviértase que estas estimaciones implican que ninguno de los indicadores se distribuye normalmente.

²⁴ La tabla 2 muestra que las distribuciones de 24 entidades son sesgadas a la derecha y que las restantes son sesgadas a la izquierda. La tabla también muestra que todas las distribuciones son platicúrticas.

Tabla 2.
Estadísticas descriptivas del logaritmo natural del PIB (PIB) por entidad federativa.

Estado	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est.	C. de asim.	Curtosis	Obs.
Aguascalientes	11.4646	11.5252	11.7788	10.9840	0.2502	-0.5210	2.0517	18
Baja California	12.5103	12.5518	12.8253	12.0304	0.2443	-0.5334	2.1890	18
Baja California Sur	10.8179	10.7581	11.4187	10.3729	0.3636	0.5478	2.0431	18
Campeche	11.8825	11.5125	13.5917	11.1699	0.8941	1.2581	2.7249	18
Coahuila	12.4947	12.4618	12.8517	12.0720	0.2348	-0.0845	2.2787	18
Colima	10.7217	0.6936	11.1456	10.3700	0.2554	0.4187	2.0769	18
Chiapas	11.8632	11.8105	12.3043	11.5802	0.2370	0.6642	2.1668	18
Chihuahua	12.6886	12.7161	12.9475	12.3644	0.1705	-0.5455	2.3755	18
Distrito Federal	14.3789	14.4276	14.5257	14.1469	0.1355	-0.5230	1.7083	18
Durango	11.5662	11.5322	11.8744	11.2605	0.2089	0.1756	1.7786	18
Guanajuato	12.5866	12.5438	13.0270	12.2112	0.2659	0.3751	2.0821	18
Guerrero	11.8388	11.8676	12.1179	11.5956	0.1736	0.0535	1.8053	18
Hidalgo	11.6581	11.5602	12.1543	11.3047	0.2794	0.8838	2.3902	18
Jalisco	13.1750	13.1702	13.5244	12.8531	0.2189	0.2533	2.0141	18
México	13.6021	13.5913	13.9064	13.3251	0.1821	0.1588	2.0566	18
Michoacán	12.1487	12.088	12.5497	11.8491	0.2308	0.6604	2.2692	18
Morelos	11.6065	11.6300	11.8405	11.3179	0.1708	-0.2775	1.7150	18
Nayarit	10.7884	10.7430	11.2694	10.4424	0.2697	0.8228	2.3530	18
Nuevo León	13.2684	13.2595	13.6588	12.8578	0.2655	0.0070	1.7811	18
Oaxaca	11.7663	11.7358	12.1316	11.4996	0.2242	0.5431	1.9632	18
Puebla	12.5698	12.6108	12.8444	12.1815	0.2164	-0.5613	2.0531	18
Querétaro	11.8693	11.8451	12.3553	11.3392	0.3069	0.0612	2.1328	18
Quintana Roo	11.6799	11.7304	12.0981	11.2239	0.3101	-0.1688	1.5933	18
San Luis Potosí	11.9018	11.8211	12.3219	11.5699	0.2538	0.4719	1.8704	18
Sinaloa	12.0312	11.9523	12.4582	11.7454	0.2421	0.8386	2.2593	18
Sonora	12.3221	12.2688	12.7099	11.9654	0.2349	0.3784	1.9909	18
Tabasco	11.7332	11.4561	12.9077	11.2513	0.6140	1.2719	2.7353	18
Tamaulipas	12.4464	12.4135	12.8746	12.0258	0.2827	0.1461	1.8037	18
Tlaxcala	10.7073	10.6977	11.0998	10.3209	0.2500	0.1542	2.0183	18
Veracruz	12.8323	12.7099	13.3617	12.5173	0.2895	1.0175	2.4627	18
Yucatán	11.6431	11.6160	12.0770	11.2628	0.2739	0.2971	1.8749	18
Zacatecas	11.1378	11.0907	11.6535	10.8238	0.2578	0.6132	2.2112	18

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 3 muestra las estimaciones de estadística descriptiva de los indicadores de natalidad. Particularmente, las estimaciones muestran que las entidades que han experimentado las tasas de natalidad más volátiles han sido Guerrero (4.0777) y Baja California (3.9424). Asimismo, muestran que las entidades que han experimentado las tasas más

estables han sido la Ciudad de México (2.3883) y Yucatán (2.9310). Además, las estimaciones confirman que las distribuciones de densidad de las entidades son asimétricas y que ninguna es mesocúrtica²⁵. Por tanto, la evidencia muestra que las tasas brutas de natalidad también han sido heterogéneas entre las entidades federativas.

²⁵ La tabla 3 muestra que las distribuciones de 21 entidades son sesgadas a la derecha y que las restantes son sesgadas a la izquierda. La tabla también muestra que todas las distribuciones son platicúrticas.

Tabla 3.
Estadísticas descriptivas de la tasa bruta de natalidad por entidad federativa.

Estado	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est.	C. de asim.	Curtosis	Obs.
Aguascalientes	24.3111	24.7	29.4	19.4	3.3525	-0.0686	1.5558	18
Baja California	22.7055	23.15	27.8	17.3	3.9424	-0.1152	1.3064	18
Baja California Sur	21.3611	21.75	26	16.8	3.2309	-0.0129	1.5080	18
Campeche	22.0888	21.9	28.9	18	3.7807	0.4941	1.9257	18
Coahuila	22.2277	22.6	26.9	17.5	3.1831	-0.1168	1.4800	18
Colima	20.6722	20.85	25.5	16.7	3.0534	0.0667	1.4704	18
Chiapas	25.2722	25.45	31.3	20.7	3.4349	0.2419	1.8013	18
Chihuahua	22.5388	22.95	27.9	17.2	3.6793	-0.1042	1.4668	18
Distrito Federal	17.2944	17.2	21.4	14.6	2.3883	0.2002	1.5277	18
Durango	23.3111	23.55	29.3	18.3	3.6689	0.1046	1.6344	18
Guanajuato	24.1833	24.8	28.7	19.2	3.5574	-0.1566	1.3076	18
Guerrero	25.0944	25.25	32	19.8	4.0776	0.2282	1.7319	18
Hidalgo	21.95	21.95	27.5	18.2	2.9823	0.4355	2.0122	18
Jalisco	22.3833	22.65	27.4	17.9	3.2680	0.0097	1.4875	18
México	21.8666	22.05	26.9	17.4	3.1834	0.0685	1.6078	18
Michoacán	23.1111	23.4	29	18.3	3.8075	0.0647	1.4448	18
Morelos	21.0166	21.15	26.1	16.8	3.2872	0.0782	1.4719	18
Nayarit	21.6444	21.95	26.9	17.1	3.4411	0.0194	1.4282	18
Nuevo León	21.0055	21.45	24.6	16.7	2.9394	-0.1845	1.3494	18
Oaxaca	22.6	22.85	27.6	18.7	3.0584	0.0940	1.5092	18
Puebla	23.6444	23.75	29.5	19.4	3.2393	0.3834	1.9827	18
Querétaro	22.7888	23.1	27.8	18.5	3.2580	0.0300	1.4303	18
Quintana Roo	23.5944	23.95	27.7	19.6	3.0620	-0.0704	1.2792	18
San Luis Potosí	23.2111	23.5	28.5	18.7	3.2807	0.0684	1.5882	18
Sinaloa	21.8388	22.55	26.2	16.7	3.7784	-0.1314	1.2794	18
Sonora	21.9555	22.6	25.7	17.1	3.2583	-0.2237	1.3819	18
Tabasco	22.3055	22.1	28.6	18.4	3.2823	0.6000	2.1834	18
Tamaulipas	21.4611	21.8	25.7	17.2	2.9625	-0.1060	1.4242	18
Tlaxcala	23.1388	23.35	28.2	19.1	2.9436	0.2165	1.7993	18
Veracruz	21.0166	20.8	27	17.4	3.0805	0.6134	2.2144	18
Yucatán	20.6611	20.6	25.7	17.3	2.9309	0.2915	1.6682	18
Zacatecas	23.3888	23.8	29.1	18.4	3.7048	0.0111	1.4607	18

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 4 muestra las estimaciones de estadística descriptiva de los indicadores de mortalidad. Específicamente, las estimaciones muestran que las entidades que han experimentado las tasas de mortalidad más volátiles han sido Chiapas (0.3869) y Puebla (0.3308). Asimismo, muestran que las entidades que han experimentado las tasas más estables

han sido Colima (0.0514) y el Estado de México (0.0752). Además, las estimaciones confirman que las distribuciones de densidad de las entidades son asimétricas y que ninguna es mesocúrtica²⁶. Por tanto, la evidencia muestra que las tasas brutas de mortalidad también han sido heterogéneas entre las entidades federativas.

²⁶ La tabla 4 muestra que las distribuciones de 27 entidades son sesgadas a la derecha y que las restantes son sesgadas a la izquierda. La tabla también muestra que las distribuciones de 19 entidades son platicúrticas y que las restantes son leptocúrticas.

Tabla 4.
 Estadísticas descriptivas de la tasa bruta de mortalidad por entidad federativa.

Estado	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est.	C. de asim.	Curtosis	Obs.
Aguascalientes	4.2944	4.3	4.6	4.2	0.1161	1.2672	3.8933	18
Baja California	3.8388	3.8	4.1	3.7	0.0978	1.0950	4.1745	18
Baja California Sur	4.05	4	4.3	3.9	0.1248	0.8397	2.6689	18
Campeche	4.65	4.6	5.1	4.4	0.1917	1.0046	3.1063	18
Coahuila	4.6055	4.6	4.8	4.4	0.1055	-0.4198	2.8318	18
Colima	4.95	4.95	5	4.9	0.0514	-2.2829	1	18
Chiapas	4.65	4.55	5.5	4.3	0.3869	0.8621	2.5284	18
Chihuahua	4.4611	4.4	4.7	4.3	0.1144	0.5668	2.2569	18
Distrito Federal	5.1333	5.1	5.8	4.8	0.3067	0.5562	2.3718	18
Durango	5.0944	5.1	5.4	4.9	0.1304	0.5946	3.0361	18
Guanajuato	4.8388	4.8	5.3	4.6	0.1974	0.9955	3.1121	18
Guerrero	5.6111	5.6	6.1	5.4	0.1711	1.5630	4.9747	18
Hidalgo	5.2777	5.2	5.7	5.1	0.1699	1.2442	3.6205	18
Jalisco	5.0166	5	5.2	4.9	0.0857	0.8320	3.3552	18
México	4.0722	4.1	4.2	4	0.0751	0.4834	1.9906	18
Michoacán	5.4722	5.5	5.7	5.2	0.1363	-0.0542	2.4450	18
Morelos	5.0055	5	5.2	4.8	0.1211	0.3010	2.0415	18
Nayarit	5.4277	5.4	5.6	5.2	0.1017	-0.2331	2.9745	18
Nuevo León	4.5444	4.5	4.8	4.4	0.1149	0.4985	2.5900	18
Oaxaca	5.7777	5.7	6.3	5.6	0.2237	1.1937	3.1436	18
Puebla	5.1666	5.1	5.8	4.8	0.3307	0.4727	1.9836	18
Querétaro	4.3777	4.35	4.8	4.1	0.1957	0.6589	2.4931	18
Quintana Roo	3.1444	3.1	3.6	2.9	0.1947	1.0209	3.0581	18
San Luis Potosí	5.3388	5.3	5.8	5.1	0.1944	1.1110	3.1992	18
Sinaloa	4.9944	4.9	5.4	4.7	0.2261	0.2904	1.8042	18
Sonora	4.6222	4.6	4.9	4.4	0.1308	0.2267	2.8433	18
Tabasco	4.3888	4.35	4.7	4.2	0.1278	0.9065	3.1689	18
Tamaulipas	4.8277	4.8	5	4.7	0.0826	0.7440	3.1787	18
Tlaxcala	4.7333	4.7	5.3	4.4	0.2722	0.6819	2.3998	18
Veracruz	5.5833	5.6	5.9	5.3	0.1723	-0.0197	2.1559	18
Yucatán	5.5166	5.5	6.1	5.2	0.2874	0.6080	2.2490	18
Zacatecas	5.5222	5.45	6.1	5.2	0.2798	0.6770	2.3494	18

Fuente: Elaboración propia.

Las figuras 1, 2 y 3 muestran los *rankings* de la producción, los nacimientos y las muertes registradas por entidad federativa. Específicamente, la figura 1 muestra los promedios anuales de producción medidos en millones de pesos constantes de 2008 (mdp). Estos promedios se grafican para mostrar la heterogeneidad en la producción de las entidades durante el periodo analizado. La figura muestra que las entidades que anualmente producen las mayores cantidades de bienes y servicios son la Ciudad de México

(1 756 780 mdp) y el Estado de México (807 877 mdp). Asimismo, la figura muestra que las entidades que menos producen son Tlaxcala (44 682 mdp) y Colima (45 329 mdp).

Las figuras 2 y 3 muestran los promedios anuales de nacimientos y muertes por cada 1000 habitantes (pcmh) por entidad federativa durante el periodo analizado. Particularmente, la figura 2 muestra que Chiapas y Guerrero registran los mayores números de nacimientos (respectivamente, 25.27 pcmh y

25.09 pcmh). Asimismo, la figura muestra que la Ciudad de México y Yucatán registran los menores números (respectivamente, 17.29 pcmh y 20.66 pcmh). La figura 3 muestra que Oaxaca y Guerrero registran los

mayores números de muertes (respectivamente, 5.77 pcmh y 5.61 pcmh). Asimismo, la figura muestra que Quintana Roo y Baja California registran los menores números (respectivamente, 3.14 pcmh y 3.83 pcmh).

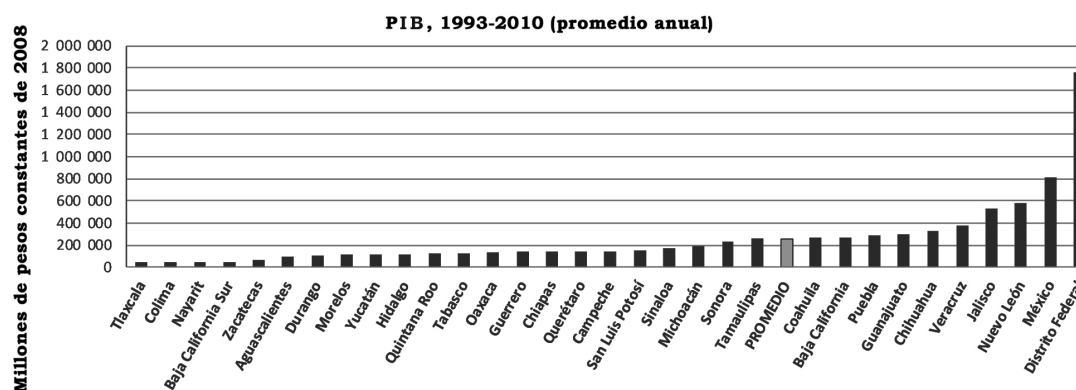


Figura 1. PIB por entidad federativa, 1993-2010.
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

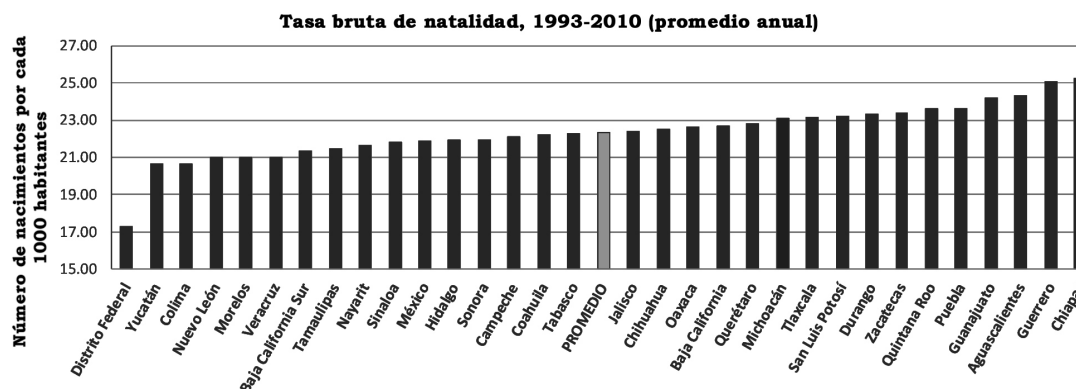


Figura 2. Tasa bruta de natalidad por entidad federativa, 1993-2010.
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

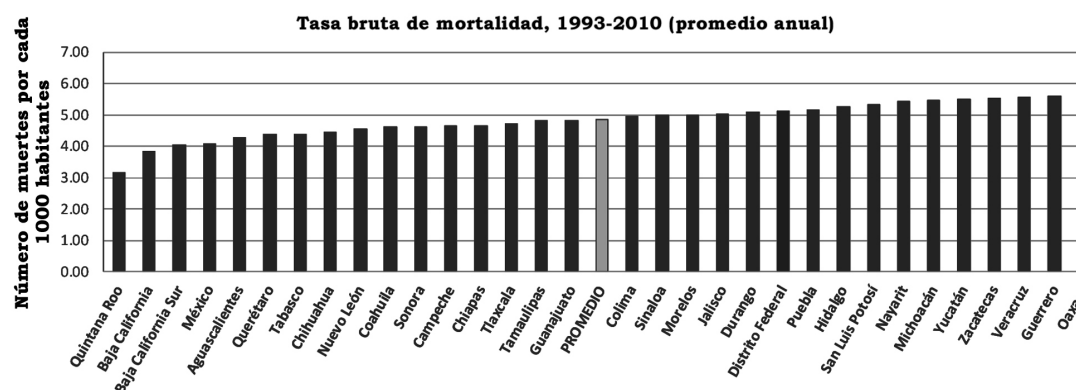


Figura 3. Tasa bruta de mortalidad por entidad federativa, 1993-2010.
Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

Análisis de cointegración y de elasticidades

Los análisis de cointegración y de elasticidades se sustentan en estimaciones vinculadas a la metodología Fisher/Johansen y a la regresión DOLS. La metodología de Fisher/Johansen usa pruebas de raíces unitarias y de cointegración para paneles de datos. La relación de largo plazo de los indicadores y las elasticidades se estiman usando la regresión DOLS. Las estimaciones vinculadas a las pruebas de raíces unitarias se incluyen en la tabla 5. Las estimaciones vinculadas a las pruebas de cointegración se incluyen en la tabla 6. Las estimaciones vinculadas a la regresión DOLS y las elasticidades de largo plazo se incluyen en las tablas 7 y 8.

La tabla 5 muestra que la mayoría de las pruebas validan que el panel de indicadores es estacionario en primeras diferencias $I(1)^{27}$. Por tanto, la evidencia sugiere que los indicadores de producción, natalidad y mortalidad son elegibles para las pruebas de cointegración para datos en panel. Las pruebas de cointegración son importantes porque permiten evaluar las siguientes hipótesis nulas: 1) no hay relaciones de cointegración; 2) hay cuando mucho una hipótesis de cointegración; y 3) hay cuando mucho dos relaciones de cointegración. Estas hipótesis se evalúan con base en los estadísticos combinados de la traza y máximo *eigenvalor*. Los resultados de las pruebas de cointegración se muestran en la tabla 6.

Tabla 5.

Estadísticos y p-values de las pruebas de raíz unitaria para paneles del logaritmo natural del PIB (PIB), la tasa bruta de natalidad (F), la tasa bruta de mortalidad (M) y sus diferencias.

	Estadístico	Prob.		Estadístico	Prob.
PIB			ΔPIB		
IPS	7.8788	1	IPS	-15.7652	0.0000
Fisher	19.6260	1	Fisher	328.9130	0.0000
LLC	0.6140	0.7303	LLC	-19.3217	0.0000
F			ΔF		
IPS	2.4983	0.9937	IPS	-6.6167	0.0000
Fisher	27.8397	1	Fisher	146.543	0.0000
LLC	-3.6395	0.0001	LLC	6.8733	0.0000
M			ΔM		
IPS	2.6120	0.9955	IPS	-15.7291	0.0000
Fisher	37.1058	0.9972	Fisher	302.2498	0.0000
LLC	-3.0121	0.0012	LLC	302.2498	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6.

Pruebas de cointegración para paneles (Metodología de Fisher/Johansen).

	Estadístico	Prob.
Pruebas de la traza		
Ninguna	273.6463	0.0000
A lo más 1	109.9184	0.0003
A lo más 2	50.3464	0.8934
Pruebas del máximo eigenvalor		
Ninguna	220.8971	0.0000
A lo más 1	106.6787	0.0007
A lo más 2	50.3464	0.8934

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7.

Estimación de la relación de cointegración de largo plazo mediante la técnica DOLS. Se presenta únicamente el ajuste de los adelantos y rezagos estimados y el estadístico Jarque-Bera de normalidad de los residuales. Los rezagos y adelantos fueron seleccionados con base en los Criterio de Información de Akaike (AIC), de Schwartz (BIC) y de Hannan-Quinn.

Estimación por DOLS				
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
β_1	-0.0437	0.0007	-65.9057	0.000
β_2	-1.1035	0.0238	-46.2827	0.000
Ajuste			Estadístico	Prob.
Adelantos	1	Jarque Bera	7.4687	0.0238
Rezagos	1			

Fuente: Elaboración propia.

²⁷ Adviértase que las pruebas IPS y Fisher rechazan la hipótesis nula de estacionaridad para el panel de indicadores y, a la vez, la aceptan para el panel de diferencias.

Tabla 8.

Elasticidades promedio de la producción con respecto a la natalidad y mortalidad por entidad federativa. Los *rankings* clasifican los valores de las elasticidades de mayor a menor. Las elasticidades de la producción con respecto a la natalidad y la mortalidad se estiman con base en las fórmulas (2) y (3), respectivamente. Por tanto, expresan en términos de su valor absoluto.

Elasticidades de la Producción				
Estado	PIB/F	Ranking	PIB/M	Ranking
Aguascalientes	1.0638	3	4.7389	28
Baja California	0.9935	13	4.2362	31
Baja California Sur	0.9347	26	4.4692	30
Campeche	0.9666	19	5.1313	21
Chiapas	1.1059	1	5.1313	20
Chihuahua	0.9862	15	4.9228	25
Coahuila	0.9726	18	5.0822	23
Colima	0.9046	30	5.4623	16
Distrito Federal	0.7568	32	5.6646	11
Durango	1.0200	8	5.6217	12
Guanajuato	1.0582	4	5.3397	17
Guerrero	1.0981	2	6.1919	2
Hidalgo	0.9605	21	5.8240	9
Jalisco	0.9794	16	5.5359	13
México	0.9568	22	4.4937	29
Michoacán	1.0113	11	6.0386	6
Morelos	0.9196	28	5.5236	14
Nayarit	0.9471	24	5.9896	7
Nuevo León	0.9191	29	5.0148	24
Oaxaca	0.9889	14	6.3758	1
Puebla	1.0346	5	5.7014	10
Querétaro	0.9972	12	4.8309	27
Quintana Roo	1.0324	6	3.4699	32
San Luis Potosí	1.0157	9	5.8915	8
Sinaloa	0.9556	23	5.5114	15
Sonora	0.9607	20	5.1006	22
Tabasco	0.9760	17	4.8431	26
Tamaulipas	0.9391	25	5.3275	18
Tlaxcala	1.0125	10	5.2232	19
Veracruz	0.9196	27	6.1612	3
Yucatán	0.9041	31	6.0877	5
Zacatecas	1.0234	7	6.0938	4
Promedio	0.9786		5.3447	

Fuente: Elaboración propia.

La tabla 6 sugiere que existen cuando mucho 2 y al menos una relación de cointegración entre los indicadores. Este hallazgo se confirma, de manera independiente, por las pruebas de la traza y de máximo *eigenvalor*, e implica que los indicadores de producción, natalidad y mortalidad tienen movimientos comunes y equilibrios de largo plazo. Asimismo, muestra que los indicadores de producción, natalidad y mortalidad, pese a ser $I(1)$, pueden ser utilizados para estimar regresiones no espurias. Estas implicaciones son importantes porque justifican la estimación de la relación de largo plazo mediante la regresión (1). La tabla 7 muestra los resultados de la estimación de dicha relación.

La tabla 7 muestra la estimación de la regresión de largo plazo obtenida mediante la técnica DOLS mostrada en la ecuación (1). La tabla muestra la existencia de correlaciones negativas y significativas entre la producción y la natalidad y entre la producción y la mortalidad. Las pruebas de significancia muestran que las correlaciones son significativas de manera individual y conjunta. La prueba Jarque-Bera, sustenta la validez de regresión DOLS (con un nivel de confianza del 99%). Por tanto, la evidencia sugiere que existen relaciones de largo plazo y correlaciones inversas entre la producción y la natalidad y entre la producción y la mortalidad entre las entidades federativas de México.

La tabla 8 muestra las elasticidades de largo plazo de la producción. Particularmente, la tabla muestra que, si se consideran todas las entidades federativas durante el periodo analizado, las elasticidades promedio de la producción con respecto a la natalidad y con respecto a la mortalidad son 0.9786 y 5.3447. Estos resultados implican que: 1) un incremento del 100% en la tasa bruta de natalidad nacional reducirá el PIB real de las entidades federativas en 0.98% en promedio; 2) un incremento del 100% en la tasa bruta de mortalidad reducirá el PIB real en 5.34%; y 3) la elasticidad de la producción con respecto a la mortalidad es 5.46 veces más grande que su contraparte con respecto a la natalidad.

La tabla 8 también muestra que las elasticidades de la producción son heterogéneas entre las entidades federativas. Así, la evidencia muestra que Chiapas y Guerrero tienen las mayores elasticidades estimadas de la producción con respecto a la natalidad (respectivamente, 1.1059 y 1.0981). Asimismo, la tabla muestra que la Ciudad de México y Yucatán tienen las menores elasticidades (respectivamente,

0.7568 y 0.9041). La evidencia también muestra que Oaxaca y Guerrero tienen las mayores elasticidades estimadas de la producción con respecto a la mortalidad (respectivamente, 6.3758 y 6.1919). Asimismo, la tabla muestra que Quintana Roo y Baja California tienen las menores elasticidades (respectivamente, 3.4699 y 4.2363).

Matemáticamente, las diferencias observadas en las elasticidades de la producción son atribuibles a las variaciones estatales en las tasas de natalidad y mortalidad. En este contexto, cabe señalar que, Hernández, López & Velarde (2013), explican dichas variaciones en términos de diversos procesos de la realidad social experimentados en el país. Particularmente, los autores explican las variaciones en la natalidad estatal en términos de la heterogeneidad en: 1) la adopción de las medidas de planificación familiar; 2) el acceso a anticonceptivos; 3) el grado de marginación; y 4) la población. Asimismo, aclaran las variaciones en la mortalidad estatal en términos de los cambios experimentados en el país relativos a la composición demográfica y a la violencia.

Análisis de modelación econométrica

El análisis de modelación se sustenta en las pruebas de causalidad en el sentido de Granger y en la regresión GMM en diferencias en un paso. La tabla 9 muestra las estimaciones de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger de Dumitrescu-Hurlin. Las pruebas sugieren que hay causalidad unidireccional de la mortalidad a la producción. Asimismo, sugieren que hay causalidad bidireccional entre la producción y la natalidad. Además, la evidencia muestra que no hay relaciones de causalidad entre la natalidad y la mortalidad. Estos resultados permiten justificar que el indicador de producción sea usado como la variable dependiente en las regresiones DOLS y GMM en diferencias.

La tabla 10 muestra las estimaciones de la ecuación (4) por el método regresión GMM en diferencias y de los estadísticos de validación. La tabla muestra que la dinámica de producción depende significativamente de la producción rezagada y de los comportamientos presentes y rezagados de la natalidad y, en particular, de la mortalidad. Los estadísticos z y de Wald justifican la significancia, individual y conjunta, de las variables explicativas. Asimismo, los coeficientes de impacto estimados (α_1 , α_2 , α_3 y α_4), confirman que la mortalidad tiene impactos dinámicos de mayor magnitud que los

correspondientes a la natalidad²⁸. Los estadísticos de Arellano-Bond y de Sargan, por su parte, validan la regresión de la dinámica de la producción.

Las estimaciones vinculadas a la regresión GMM sugieren que la dinámica de la producción de corto plazo es compleja y no unívoca. Particularmente, sobre dicha dinámica, resulta interesante señalar que: 1) las correlaciones de corto plazo vinculadas a la natalidad (α_1 y α_3) tienen signos negativos similares a su contraparte de largo plazo; y 2) las correlaciones de corto plazo vinculadas a la mortalidad (α_2 y α_4) tienen signos diferenciados. La existencia de signos positivos y negativos sugiere que los cambios demográficos tienen impactos de corto y largo plazo sobre la producción de bienes y servicios. Asimismo, sugieren que el desarrollo económico puede estar restringido por factores demográficos.

CONCLUSIONES

En este estudio se han analizado las relaciones de largo plazo y las dinámicas de la producción, la natalidad y la mortalidad en las entidades federativas de México. El estudio ha usado varios análisis complementarios entre sí. Particularmente, los objetivos del estudio han sido: 1) describir y comparar los indicadores de las entidades; 2) evaluar la existencia de relaciones de largo plazo y modelarlas; 3) estimar las elasticidades de largo plazo de la producción de las entidades; 4) determinar las causalidades entre los indicadores; y 5) modelar la dinámica de la producción. El estudio se ha sustentado en un panel de indicadores anuales de las 32 entidades federativas para el periodo comprendido entre 1993 y 2010.

Los principales hallazgos del análisis estadístico pueden sintetizarse de la siguiente manera: 1) la producción, la natalidad y la mortalidad han sido heterogéneas en las entidades federativas durante el periodo analizado; 2) sus distribuciones de densidad han sido asimétricas y ninguna ha sido mesocúrtica; 3) la Ciudad de México y el Estado de México registran los mayores niveles de producción; 4) Campeche y Tabasco han tenido los niveles de producción más volátiles; 5) Chiapas y Guerrero registran las tasas de natalidad más altas; 6) Guerrero y Baja California han tenido las tasas de natalidad más volátiles; 7) Oaxaca y Guerrero registran las tasas de mortalidad más altas; y 8) Chiapas y Puebla han tenido las tasas de mortalidad más volátiles.

Tabla 9.

Pruebas de Granger-causalidad estimadas mediante la técnica Dumitrescu-Hurlin. Los indicadores analizados en el panel A son la tasa bruta de natalidad (F) y la tasa bruta de mortalidad (M). Los indicadores analizados en el panel B son la tasa bruta de natalidad (F) y logaritmo natural del PIB (PIB). Los indicadores analizados en el panel C son el logaritmo natural del PIB (PIB) y la tasa bruta de mortalidad (M).

Hipótesis nula	Estadístico	Estadístico	Prob.
A	W	Promedio	
M no causa F	1.9366	-0.9374	0.3485
F no causa M	2.1737	-0.4997	0.6172
B			
PIB no causa F	4.2599	3.3515	0.0008
F no causa PIB	0.8847	-2.8793	0.0039
C			
PIB no causa M	0.7583	-3.1127	0.0018
M no causa PIB	1.4909	-1.7602	0.078

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 10.

Estimación del modelo de panel dinámico mediante la técnica GMM en diferencias (Arellano-Bond, 1991). m_1 y m_2 son los estadísticos autorregresivos de Arellano y Bond. Los grados de libertad de los estadísticos de Sargan y Wald se reportan entre paréntesis.

Parámetro	Estimador	Error estándar	Prob.
ρ	0.2686	0.00783	0.00000
α_1	-0.0147	0.00192	0.00000
α_2	0.8365	0.01571	0.00000
α_3	-0.0358	0.00180	0.00000
α_4	-0.6832	0.02194	
	Estadístico	Prob.	
m_1	-3.1374	0.00170	
m_2	-0.5674	0.57039	
Sargan	31.7859 (27)	0.24010	
Wald	11911.69 (5)	0.00000	

Fuente: Elaboración propia.

Los hallazgos del análisis de cointegración y de elasticidades pueden sintetizarse así: 1) el panel de indicadores de producción, natalidad y mortalidad es estacionario en primeras diferencias; 2) los indicadores cointegran y existe al menos una relación de cointegración entre los mismos; 3) la relación de largo plazo muestra que existen correlaciones negativas y significativas entre la producción y la natalidad y entre

²⁸ Los coeficientes estimados para los indicadores presente y rezagado de la natalidad son, respectivamente, α_1 y α_3 . Los correspondientes para los indicadores presente y rezagado de la mortalidad son, respectivamente, α_2 y α_4 .

la producción y la mortalidad; 4) la elasticidad promedio de la producción con respecto a la natalidad es unitaria; y 5) la elasticidad de la producción con respecto a la mortalidad es, en promedio, 5.46 veces más grande que la elasticidad de la producción con respecto a la natalidad.

Los hallazgos del análisis de modelación econométrica pueden sintetizarse así: 1) existe causalidad, en el sentido de Granger, de los indicadores de mortalidad hacia los indicadores de producción; 2) existe causalidad bidireccional, en el sentido de Granger, entre la natalidad y la producción; 3) no hay relaciones de causalidad entre los indicadores de natalidad y mortalidad; 4) las estimaciones validan el uso del modelo dinámico para describir la producción; 5) la dinámica de producción depende de la producción rezagada y de los valores contemporáneos y rezagados de la natalidad y la mortalidad; y 6) la mortalidad tiene impactos dinámicos de mayor magnitud que los correspondientes a la natalidad sobre la producción.

Los hallazgos mencionados arriba confirman los obtenidos en otros estudios. Particularmente, la relación de largo plazo estimada confirma que reducciones en la natalidad y en la mortalidad se asocian a incrementos en la producción (Herzer *et al.* 2012; Kelley & Schmidt, 2001). Las magnitudes de las elasticidades de largo plazo de la natalidad y mortalidad son consistentes con las estimadas por Kelley y Schmidt (2001). Además, las pruebas de causalidad en el sentido de Granger confirman que la natalidad puede ser causa y consecuencia del desarrollo económico (Galor 2005; Herzer *et al.* 2012). Más aun, la regresión GMM en diferencias confirma que la dimensión temporal ha sido importante para explicar la dinámica de corto plazo de las variables analizadas (Ángeles, 2010).

Los hallazgos de este estudio también tienen implicaciones sobre las políticas de desarrollo económico. Una primera implicación de los hallazgos es que la natalidad y la producción inducen un círculo virtuoso de desarrollo (ya que existe causalidad bidireccional, en el sentido de Granger, entre las variables). La naturaleza de este círculo se sustenta en la existencia de correlaciones negativas entre la natalidad y la producción en la relación de largo plazo y en la regresión de la dinámica de la producción. Así, la evidencia sugiere que: 1) las políticas orientadas a planificar el tamaño de las familias pueden promover el desarrollo de corto y largo plazos; y 2) las mejoras económicas tienden a reducir las tasas de natalidad.

Una implicación adicional de los hallazgos se vincula a la existencia de una correlación negativa de largo plazo entre la mortalidad y la producción. La existencia de causalidad en el sentido de Granger de la mortalidad hacia la producción sugiere que hay políticas adicionales para promover el desarrollo. Entre estas, destacan las políticas orientadas a promover la salud pública y la seguridad social. La racionalización de promover dichas políticas puede plantearse en términos de que una población que tiene una expectativa de vida larga, una baja mortalidad, tiene incentivos para ahorrar e invertir. Así, los hallazgos sugieren que las políticas de salud y de seguridad social contribuyen a promover el crecimiento económico de largo plazo.

Finalmente, cabe enfatizar que los estudios referidos a la producción, la natalidad y la mortalidad todavía se encuentran en una fase incipiente de desarrollo. Especialmente, todavía es necesario desarrollar estudios que permitan: 1) hallar generalizaciones sobre las relaciones de largo plazo y las dinámicas a nivel regional; y 2) flexibilizar los supuestos estadísticos de las estimaciones. En este contexto, las generalizaciones podrían encontrarse haciendo más estudios con indicadores regionales para países desarrollados y en desarrollo. La flexibilización de los supuestos podría lograrse mediante técnicas que permitieran hacer estimaciones considerando paneles no balanceados, parámetros no lineales y cambios estructurales en los indicadores.

REFERENCIAS

- Ahlburg, D., & Cassen, R. (2008). Population and development. En A. K., Dutt & J., Ros, *International Handbook of Development Economics*, Vol. 1 (316-327). Cheltenham: Edward Elgar.
- Al-Azzam, A., & Hawdon, D. (1999). *Estimating the Demand for Energy in Jordan: A Stock-Watson Dynamic OLS (DOLS) Approach*. (Surrey Energy Economics Discussion Paper 97). Guildford: The University of Surrey-Surrey Energy Economics Centre.
- Ángeles, L. (2010). Demographic transitions: Analyzing the effects of mortality on fertility. *Journal of Population Economics*, 23(1), 99-120. doi: 10.1007/s00148-009-0255-6
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. doi: 10.2307/2297968
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth* (2nd ed.). Nueva York: Cambridge MIT Press.
- Blanchet, D. E. (1991). On interpreting observed relationships between population growth and economic growth: A graphical exposition. *Population and Development Review*, 17(1), 105-114. doi: 10.2307/1972354

- Blaug, M. (1997). *Economic Theory in Retrospect* (5th ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Bloom, D. E., & Canning, D. (2001). Cumulative causality, economic growth, and the demographic transition. En N., Birdsall, A. C., Kelley & S. W., Sinding (Eds.) *Population Matters: Demographic Change, Economic Growth and Poverty in the Developing World* (165-197). Oxford: Oxford University Press.
- Bloom, D. E., & Freeman, R. B. (1988). Economic development and the timing and components of population change. *Journal of Policy Modeling*, 10(1), 57-81. doi: 10.1016/0161-8938(88)90035-X
- Breitung, J., & Pesaran, M. H. (2005). *Unit Roots and Cointegration in Panels*. (Discussion Paper Series 1: Economic Studies 42/2005). Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank.
- Coale, A. J., & Hoover, E. M. (1958). *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries* (1st ed.). Princeton: Princeton University Press.
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. doi: 10.1016/j.econmod.2012.02.014
- Finkel, S. E. (1995). *Causal Analysis with Panel Data* (1st ed.) Thousand Oaks: Sage Publications.
- Galor, O. (2005). From stagnation to growth: Unified growth theory. En P. Aghion & S.N. Durlauf (Eds.) *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1A (171-293). Amsterdam: North Holland.
- Hernández, M. F., López, R., & Velarde, S. I. (2013). La situación demográfica en México. Panorama desde las proyecciones de población. En CONAPO (Ed.) *La Situación Demográfica de México*, 2013 (11-19). México: Consejo Nacional de Población.
- Herzer, D., Strulik, H., & Vollmer, S. (2012). The long-run determinants of fertility: One century of demographic change 1900-1999. *Journal of Economic Growth*, 17(4), 357-385. doi: 10.1007/s10887-012-9085-6
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. doi: 10.1016/S0304-4076(03)00092-7
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. doi: 10.2307/2938278
- Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (1996). Towards a cure for myopia and tunnel vision on the population debate: A dose of historical perspective. En D. A., Ahlburg, A. C., Kelley & K. O., Mason (Eds.). *The Impact of Population Growth on Well-being in Developing Countries* (11-35). Berlin: Springer-Verlag.
- Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (2001). Economic and demographic change: A synthesis of models, findings, and perspectives. En N., Birdsall, A. C., Kelley & S. W., Sinding (Eds.) *Population Matters: Demographic Change, Economic Growth and Poverty in the Developing World* (67-105). Oxford: Oxford University Press.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. doi: 10.1016/S0304-4076(01)00098-7
- Lorentzen, P., McMillan, J., & Wacziarg, R. (2008). Death and development. *Journal of Economic Growth*, 13(2), 81-124. doi: 10.1007/s10887-008-9029-3
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577. doi: 10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14
- Maddala, G. S., & Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change* (1st ed.) Cambridge: Cambridge University Press.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(NE), 631-652. doi: 10.1111/1468-0084.0610s1631
- Malthus, T. R. (1798). *Ensayo sobre el principio de la población* (Segunda reimprisión en español de 1986). México: Fondo de Cultura Económica.
- Masih, R., & Masih, A. M. M. (1996). Stock-Watson dynamic OLS (DOLS) and error-correction modelling approaches to estimating long-run elasticities in a demand function: New evidence and methodological implications from an application to the demand for coal in mainland China. *Energy Economics*, 18(4), 315-334. doi: 10.1016/S0140-9883(96)00016-3
- Masih, R., & Masih, A. M. M. (2000). A reassessment of long-run elasticities of Japanese import demand. *Journal of Policy Modelling*, 22(5), 625-639. doi: 10.1016/S0161-8938(98)00014-3
- Murtin, F. (2013). Long-term determinants of the demographic transition: 1870-2000. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 617-631. doi: 10.1162/rest_a_00302
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426. doi: 10.1016/0165-1765(88)90046-8
- Schultz, T. P. (1997). Demand for children in low income countries. En M. R., Rosenzweig & O., Stark (Eds.) *Handbook of Population and Family Economics*, 1(349-430). Amsterdam: North Holland.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820. doi: 10.2307/2951763.
- Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2015). *Economic Development* (12th ed.). Upper Saddle River: Pearson.