

## **Control de la corrupción, capital humano y crecimiento económico: un modelo dinámico de datos en panel\***

### **Control of Corruption, Human Capital and Economic Growth: A Dynamic Panel Data Model**

*Victor Manuel Cuevas Ahumada\*\* y Daniel David Jaime Camacho\*\*\**

#### **RESUMEN**

Este trabajo evalúa los efectos del control de la corrupción, el capital humano y otras variables clave en el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) per cápita de 15 naciones con un índice similar de desarrollo humano ajustado por desigualdad, entre ellas México, durante el periodo 2002-2017. Para ello, se recurre a un modelo dinámico de datos en panel, el cual constituye una ampliación del modelo de crecimiento de Mankiw *et al.* (1992). El modelo se estima mediante el Método Generalizado de Momentos en la modalidad del estimador Arellano-Bond. La evidencia empírica es consistente con la hipótesis de que, para poder estimular el crecimiento del PIB per cápita, el combate a la corrupción debe complementarse con el mejoramiento en otras dimensiones de la gobernanza y con una mayor inversión en capital humano, en investigación y desarrollo, y en capital físico.

**Palabras clave:** Crecimiento económico, corrupción, desarrollo institucional, capital humano, modelos de datos en panel.

**Clasificación JEL:** C33, I25, O43, O47.

#### **ABSTRACT**

This paper evaluates the effects of corruption control, human capital and other key variables on the Gross Domestic Product (GDP) per capita of 15 nations with a similar inequality-adjusted human development index, Mexico included, over the 2002-2017 period. To that end, a dynamic panel data model is specified and estimated through the Arellano-Bond Generalized Method of Moments. The empirical evidence is consistent with the hypothesis that in order to stimulate GDP per capita growth, corruption control must be complemented with improvements in the other dimensions of governance and with higher and wiser investments in human capital formation, research and development and physical capital.

**Keywords:** Economic growth, corruption, institutional development, human capital, panel data models.

**JEL Classification:** C33, I25, O43, O47.

---

\* Fecha de recepción: 03/10/2019. Fecha de aceptación: 17/12/2020.

\*\* Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, México. E-mail: [vmca@azc.uam.mx](mailto:vmca@azc.uam.mx). ORCID: 0000-0003-1749-8055.

\*\*\* Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, México. E-mail: [ddjc@azc.uam.mx](mailto:ddjc@azc.uam.mx). ORCID: 0000-0003-3367-3482.

## INTRODUCCIÓN

Esta investigación evalúa los efectos del control de la corrupción, el capital humano y otras variables relevantes en el crecimiento económico de 15 naciones,<sup>1</sup> incluyendo a México, durante el periodo 2002-2017. El común denominador de las naciones seleccionadas es que cuentan con un alto Índice de Desarrollo Humano ajustado por Desigualdad (IDHD).<sup>2</sup> Con base en el IDHD, las naciones se clasifican en cuatro grupos: muy alto, alto, medio, y bajo. La selección de 15 naciones con un alto IDHD se traduce en una mayor homogeneidad de la muestra y, por ende, en un análisis empírico más nítido. Esto obedece a que los determinantes del crecimiento económico varían dependiendo del grado de desarrollo de las naciones (Lee y Kim, 2009 y Owen *et al.*, 2009). En este contexto, cabe formular dos importantes preguntas de investigación: 1) ¿En qué medida el control de la corrupción contribuye al crecimiento económico en naciones como México, especialmente en ausencia de avances sustanciales en otras dimensiones de la gobernanza pública?, y 2) ¿En qué medida debe priorizarse el gasto en educación, en investigación y en desarrollo para elevar el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita en países como México? La hipótesis de este trabajo es, entonces, que el combate a la corrupción es una condición necesaria pero notablemente insuficiente para generar crecimiento económico sostenido y, en consecuencia, debe complementarse tanto con mejoras en las otras dimensiones de la gobernanza pública, como con una mayor canalización de recursos a la educación, la investigación y el desarrollo tecnológico.

El análisis empírico se basa en un modelo dinámico de datos en panel, el cual constituye una versión ampliada del modelo de crecimiento de Mankiw *et al.* (1992). Para estimar el modelo, se recurre al Método Generalizado de Momentos (MGM) en la versión del estimador Arellano-Bond (AB, 1991). El MGM en la modalidad del estimador AB contribuye a corregir problemas de endogeneidad, además de que es consistente, asintóticamente eficiente, y relativamente confiable cuando la información sobre el comportamiento del término de error estocástico es escasa (Arellano y Bond, 1991; Ahn y Schmidt, 1995 y Baltagi, 2008: 147-155). Pese a las bondades de este estimador, se realizaron las pruebas de residuales disponibles para el método econométrico empleado y se instrumentaron medidas remediales basadas en los

---

<sup>1</sup> México, Armenia, Bulgaria, Costa Rica, Ecuador, Jamaica, Jordania, Kazajistán, Mongolia, Panamá, Serbia, Sri Lanka, Turquía, Ucrania, y Uruguay.

<sup>2</sup> El Índice de Desarrollo Humano (IDH), elaborado por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, es un indicador compuesto de los logros alcanzados por un país en cuanto a estándar de vida digno, longevidad y salud de la población, y nivel del conocimiento. Asimismo, el IDHD se define como el IDH ajustado en función de tres tipos de desigualdad: la desigualdad en la distribución del ingreso, la desigualdad en la expectativa de vida, y la desigualdad educativa.

llamados Errores Estándar Corregidos para Panel (Panel Corrected Estándar Errors, PCSE). Enseguida, deben hacerse tres precisiones importantes:

- 1) El IDHD utilizado para seleccionar las naciones de la muestra es el correspondiente a 2017.
- 2) Para reducir los errores de medición, dentro del grupo de naciones con alto IDHD, se incluyeron sólo aquellas que registraron un nivel general de capacidad estadística igual o mayor a 68.9 en 2017. Este criterio permitió incluir a Ecuador y Panamá, y contar con un nivel de capacidad estadística “promedio” de 82.97 para los 15 países de la muestra.<sup>3</sup> Esto es relevante porque los errores de medición provocan que algunas variables relevantes pierdan su significancia estadística y sean tomadas como variables redundantes (Charter, 1997).
- 3) Algunas naciones con alto IDHD no fueron incorporadas a la muestra debido a que no cuentan con series estadísticas completas para una o más variables del modelo.

La evidencia empírica obtenida indica que el control de la corrupción tiene un efecto entre positivo y nulo sobre el crecimiento económico, dependiendo de las medidas remediales empleadas (con base en los Errores Estándar Corregidos para Panel). En este contexto, la principal contribución de este trabajo radica en demostrar, desde el punto de vista empírico, que la variable de desarrollo institucional (que captura el comportamiento de las otras áreas de la gobernanza), la formación de capital humano (que es función del gasto en educación), la productividad total de los factores (que depende, fundamentalmente, del gasto en investigación y desarrollo), y el capital físico, son los motores básicos del crecimiento del PIB per cápita en países como México. Estos hallazgos revisten dos importantes implicaciones de política económica:

- 1) El combate a la corrupción necesita complementarse con el mejoramiento en otras dimensiones de la gobernanza pública, como el estado de derecho, la calidad del entorno regulatorio, la efectividad gubernamental, la estabilidad política y la ausencia de violencia, y la transparencia y la rendición de cuentas. Dicho de otro modo, el control de la corrupción por sí mismo no garantiza el crecimiento de la economía.
- 2) Para elevar el PIB per cápita de manera sostenida, es indispensable invertir más en formación de capital humano, en investigación y desarrollo, y en capital físico.

---

<sup>3</sup> Cálculo propio con datos del *Bulletin Board on Statistical Capacity* del Banco Mundial 2017. El nivel general de capacidad estadística es un indicador sintético de la capacidad de un país para proporcionar información estadística de alta calidad. Para ello, se evalúan las metodologías utilizadas, las bases de datos, y la periodicidad y puntualidad con que la información se pone a disposición del público.

El resto de este trabajo se encuentra organizado como se explica a continuación. La primera sección es una breve revisión de la literatura, de la cual se desprende que los efectos de la corrupción (y, por tanto, los efectos del combate a la misma) en el crecimiento económico continúan siendo materia de debate en el caso de las naciones en desarrollo. La segunda sección especifica el modelo teórico y explica el método econométrico empleado. La tercera sección presenta e interpreta la evidencia empírica obtenida. Finalmente, como parte de las conclusiones, se sintetizan los hallazgos y examinan las implicaciones de política económica.

## I. REVISIÓN DE LA LITERATURA RECIENTE

Aunque desde el punto de vista ético la corrupción es condenable en todo tiempo y lugar, el impacto de este fenómeno en el crecimiento de las economías en desarrollo continúa siendo objeto de debate en la literatura empírica. Algunos autores concluyen que la corrupción (entendida como el uso indebido de atribuciones de los servidores públicos para obtener beneficios privados) lubrica los sistemas institucionales ineficientes y, por eso, estimula el crecimiento económico en algunas naciones en desarrollo. Estos autores se inscriben dentro de la conocida *Grease the Wheels Hypothesis* o hipótesis de Lubricación de los Engranajes Institucionales (hipótesis de LEI, en lo sucesivo). Bajo este enfoque, en el caso específico de naciones con sistemas institucionales ineficientes, el combate a la corrupción tendría un efecto negativo en el crecimiento económico.

Contrariamente, otra vena de la literatura econométrica plantea que la corrupción entraña costos y constituye una rémora para el crecimiento económico en todas las naciones, pero especialmente en aquellas que por añadidura adolecen de gobiernos ineficientes. Esta vena se inscribe dentro de la *Sand the Wheels Hypothesis* o hipótesis de Oxidación de los Engranajes Institucionales (hipótesis de OEI, en lo sucesivo). La implicación de esta hipótesis es que el combate a la corrupción estimula el crecimiento en cualquier nación. Las hipótesis de LEI y de OEI coinciden en que la corrupción desestimula el crecimiento económico en naciones con instituciones sólidas y eficientes, por lo que la divergencia entre éstas radica en los efectos de la corrupción en países con instituciones frágiles e ineficientes. Enseñada se realiza un breve análisis de la literatura sobre el tema.

El trabajo pionero de Mauro (1995) concluye que la corrupción reduce la inversión y, por consiguiente, el crecimiento del PIB. Esta conclusión se sustenta en regresiones de corte transversal, las cuales involucran un total de 58 naciones. Para evitar problemas de endogeneidad, las regresiones se estiman mediante el método de variables instrumentales. Aunque esto redundaría en evidencia más robusta, debe señalarse que, para medir las variables del modelo, se recurre a cifras promedio que

corresponden a periodos distintos. Por ejemplo, la inversión promedio de cada país corresponde al periodo 1970-1985; mientras que el índice promedio de corrupción de cada nación corresponde al periodo 1980-1983.

Del trabajo de Mo (2001) se desprende que un incremento de 1 por ciento en el nivel de corrupción trae consigo una caída de 0.72 por ciento en la tasa de crecimiento del PIB. Este hallazgo se basa en regresiones de corte transversal, estimadas mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con datos para 46 países. Los datos, que de origen tienen una periodicidad quinquenal, constituyen el promedio del periodo 1970-1985. Otras aportaciones interesantes de este trabajo son: 1) Que el impacto de la corrupción en el crecimiento del PIB depende en un 53 por ciento de la estabilidad política, y 2) Que la corrupción disminuye la formación de capital humano y la participación de la inversión privada en el PIB.

Méon y Sekkat (2005) corren un conjunto de regresiones de corte transversal para analizar el impacto de la corrupción en la inversión y el crecimiento del PIB per cápita. Las regresiones transversales involucran entre 63 y 71 países, así como el dato promedio de cada variable para cada país durante el periodo 1970-1998. Para corregir la heterocedasticidad, se utilizan Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). En este contexto, los autores muestran que la corrupción reduce tanto la inversión como el crecimiento del PIB per cápita, lo cual es particularmente cierto en el caso de naciones donde el gobierno es malo. De esta manera, para estos autores la corrupción no sólo no abate los costos de un mal gobierno, sino que, incluso, los magnifica.

Méon y Weill (2010) aplican fronteras de eficiencia a funciones de producción agregadas para calcular la brecha entre la producción observada de 54 naciones y su producción potencial. Luego de estimar el impacto de la corrupción en la brecha referida, concluyen que la corrupción inhibe el crecimiento en economías con un marco institucional eficiente y lo favorece en economías con un marco institucional ineficiente u obsoleto. De ahí que estos autores aporten evidencia en favor de la hipótesis de que la corrupción estimula el crecimiento en algunas naciones en desarrollo.

La investigación de Dreher y Gassebner (2013) evalúa la medida en que el impacto de las regulaciones en la apertura de empresas está condicionado por los niveles de corrupción, empleando para ello una muestra de 43 naciones durante el periodo 2003-2005. Primeramente, aportan evidencia de que la aparición de nuevas empresas disminuye conforme se endurecen las regulaciones; es decir, conforme aumenta el número de trámites para arrancar un negocio y conforme suben los requisitos mínimos de capital. En segundo lugar, se muestra que la corrupción suaviza el impacto negativo de las regulaciones excesivas en la aparición de nuevos negocios, lo cual es consistente con la hipótesis de que la corrupción favorece la inversión y el crecimiento económico.

Con base en información estadística promedio correspondiente al periodo 1970-2011 para 117 países, Kéita y Laurila (2016) estiman regresiones de corte transversal mediante MCG para medir los efectos de la corrupción. Su conclusión es que, en una nación en desarrollo, la corrupción puede contrarrestar los problemas asociados con la ineficiencia de la burocracia pública y la fragilidad del estado de derecho. De esta manera, aun cuando emplean una metodología similar a la de Méon y Sekkat (2005), Kéita y Laurila (2016) arriban a la conclusión contraria. Para Méon y Sekkat (2005), como podrá recordarse, la corrupción va en detrimento del crecimiento económico en todos los países, pero sobre todo en aquellos que adolecen de una baja calidad de la gobernanza.

Para estudiar los efectos de la corrupción y de diferentes categorías de gasto público en el crecimiento económico de África, d'Agostino *et al.* (2016) hacen uso de un modelo de datos en panel para las naciones del África subsahariana durante el periodo 1989-2010, el cual se estima mediante MCO y a través de variables instrumentales. En este marco, su investigación demuestra que tanto la corrupción como el gasto militar influyen negativamente el crecimiento económico, lo cual es consistente con la hipótesis de OEI.

Utilizando datos a nivel de la firma para Egipto y Túnez, Goedhuys *et al.* (2016) examinan el impacto de la corrupción y de los obstáculos institucionales en la innovación empresarial y, en consecuencia, en el crecimiento de las empresas. Para tal fin, los autores recurren a un modelo recursivo de procesos mixtos condicionales y a datos sobre 2,897 y 592 unidades productivas de Egipto y Túnez, respectivamente. Vale señalar, que tales datos provienen de la encuesta empresarial del Banco Mundial. La evidencia sugiere que el efecto de la corrupción en la innovación depende de la complejidad de los trámites burocráticos y de la rigidez institucional. Es decir, la corrupción disminuye la probabilidad de que una firma innove en términos generales, pero al considerar los obstáculos burocráticos la corrupción aumenta la probabilidad de que la innovación tenga lugar.

Para el caso de 13 países de la región Asia-Pacífico durante el periodo 1997-2013, Huang (2016) analiza la relación de causalidad en sentido Granger entre la corrupción y el crecimiento económico. Aquí se convalida la hipótesis de LEI, puesto que para Corea del Sur se encuentra una relación de causalidad positiva en sentido Granger que fluye de la corrupción al crecimiento económico. En China se detecta una relación de causalidad en sentido inverso, que va de mayor crecimiento a mayor corrupción. Finalmente, en el caso de las 11 naciones restantes ninguna relación de causalidad alcanza significancia estadística. Por lo tanto, la corrupción no deteriora el crecimiento en todas las naciones, dado que la hipótesis de LEI se sostiene en el caso de Corea del Sur.

La investigación de Tseng y Wu (2016) es un buen ejemplo de cómo el efecto de la corrupción en el crecimiento del PIB está determinado, entre otros factores,

por el nivel de desarrollo de un país. Con un panel de datos que describe el comportamiento de 55 naciones (29 emergentes y 26 desarrolladas) durante el periodo 2003-2011, los autores proporcionan evidencia empírica de que la corrupción favorece el crecimiento en las naciones emergentes, mientras que lo frena en las naciones desarrolladas.

Con el fin de estudiar la relación entre corrupción e inversión extranjera directa (IED), Zhu y Shi (2019) se apoyan en micro-datos provenientes de la encuesta 2014 realizada en China entre los inversionistas extranjeros. Su conclusión es que la corrupción constituye siempre una barrera para los inversionistas foráneos. No obstante, con base en la encuesta referida, los autores clasifican la corrupción en dos tipos: la arbitraria y la predecible. Aunque ambos tipos de corrupción inhiben el establecimiento de nuevas empresas con capital extranjero, la corrupción predecible incrementa la probabilidad de que en las firmas existentes se eleve la participación del capital foráneo.

Con un panel de datos integrado por cinco naciones (Bangladesh, India, Nepal, Pakistán y Sri Lanka) y datos anuales para el periodo 1996-2014, Awan *et al.* (2018) estudian la relación entre corrupción, gobernanza y crecimiento económico. Al estimar un modelo de datos en panel de efectos fijos mediante MCO, los autores encuentran que el mejoramiento en indicadores de gobernanza como la eficacia gubernamental y la estabilidad política impulsa el crecimiento económico, mientras que la corrupción lo desalienta. De ahí que su trabajo suscriba la hipótesis de OEI. En esta misma línea, Cieslik y Goczek (2018) plantean que la corrupción frena el crecimiento por la vía de una menor atracción de IED. Esto en virtud de que los sobornos incrementan la incertidumbre en relación con el ejercicio discrecional del poder público. Esta conclusión se sustenta con evidencia empírica proveniente de un modelo de crecimiento endógeno con libre movilidad de capital, el cual se estima mediante el MGM con datos anuales para 142 naciones a lo largo del periodo 1994-2014.

Recapitulando, todos los autores mencionados coinciden en que la corrupción incide negativamente en el crecimiento de las economías desarrolladas. Dicho de otro modo, todos ellos coinciden en que el combate a la corrupción influye positivamente en el crecimiento de las economías desarrolladas. De este modo, la divergencia central entre ellos radica en los efectos de la corrupción en el crecimiento de las economías en desarrollo. Algunos suscriben la hipótesis de LEI, o hipótesis de que la corrupción contribuye positivamente al crecimiento de las economías en desarrollo (Méon y Weill, 2010; Dreher y Gassebner, 2013; Kéita y Laurila, 2016; Goedhuys *et al.*, 2016; Huang, 2016 y Tseng y Wu, 2016). Algunos argumentos esgrimidos por quienes suscriben la hipótesis de LEI apuntan a que la corrupción: 1) Atenúa en alguna medida el tortuguismo, puesto que acelera algunos procesos administrativos en favor de las unidades productivas (Kéita y Laurila, 2016 y

Goedhuys *et al.*, 2016); 2) Permite a las empresas superar o evadir algunas regulaciones ineficientes (Dreher y Gassebner, 2013); 3) Abre la pauta para que las empresas escapen a los efectos de políticas contrarias a la lógica del mercado (Bailey, 1966), y 4) Representa un incentivo para que individuos altamente calificados, que en ausencia de los sobornos preferirían laborar en el sector privado, opten por incorporarse al servicio público (Bailey, 1966). Para todos estos suscriptores de la hipótesis de LEI, entonces, el combate a la corrupción desestimularía el crecimiento económico mientras las naciones no logren consolidar un adecuado nivel de desarrollo institucional.

En este análisis de la literatura reciente hay también proponentes de la hipótesis de OEI; es decir, de la hipótesis de que la corrupción obstaculiza el crecimiento del PIB, incluso (o especialmente) en las naciones en desarrollo (Mauro, 1995; Mo, 2001; Méon y Sekkat, 2005; d'Agostino *et al.*, 2016; Awan *et al.*, 2018; Cieslik y Goczek, 2018 y Zhu y Shi, 2019). La hipótesis de OEI descansa en argumentos como los siguientes. En primer lugar, un funcionario proclive a la corrupción puede, de manera deliberada, ralentizar trámites o procesos administrativos para inducir el pago de un soborno. Esto debido a que el tortuguismo burocrático no está exógenamente determinado, sino que constituye un fenómeno endógeno (Méon y Sekkat, 2005). En este contexto, la ralentización de trámites es particularmente grave cuando un proceso administrativo involucra varias etapas, cada una de ellas a cargo de un funcionario distinto que reclama una participación en el soborno a cambio de no ejercer su derecho de veto (Shleifer y Vishny, 1993).

En segundo lugar, la corrupción puede elevar los costos de transacción de las empresas mediante el pago de sobornos y el gasto en actividades de cabildeo frente al poder público, reduciendo así el margen de ganancia empresarial por investigación, desarrollo e innovación (Anokhin y Schulze, 2009). En tercer lugar, la corrupción menoscaba la confianza de los agentes económicos privados en las instituciones gubernamentales, reduciendo las inversiones domésticas y foráneas (Mauro, 1995; Mo, 2001; Méon y Sekkat, 2005 y Cieslik y Goczek, 2018). Al reducir la acumulación de capital físico, la corrupción deteriora el crecimiento del PIB (Mauro, 1995). Finalmente, la corrupción también erosiona las finanzas públicas vía la expansión de la economía subterránea y la evasión fiscal (deteriorando así la capacidad del gobierno para proporcionar servicios públicos de calidad), propicia la concentración del ingreso y, en última instancia, puede engendrar inestabilidad política y social (Ayala, 2018). De esta manera, para los suscriptores de la hipótesis de OEI, el control de la corrupción estimula el crecimiento económico incluso en países con instituciones frágiles.

Aunque la mayoría de los estudios en este campo se han apoyado en regresiones de corte transversal, cada vez aparecen más trabajos basados en modelos de datos en panel, con muestras que van desde cinco hasta más de 100 naciones en la dimensión transversal y un número variable de años en la dimensión temporal.

En esta misma línea, hay autores que señalan que el impacto de algunas variables en el crecimiento económico varía demasiado de unos países a otros sin una explicación satisfactoria, por lo que sería más fructífero estudiar pequeños grupos de naciones con un grado similar de desarrollo económico, que insistir en analizar grupos demasiado amplios y heterogéneos de países (Bhagwati y Srinivasan, 2002 y Kneller *et al.*, 2008: 701). De ahí que, en esta investigación, se hayan seleccionado 15 naciones con un alto IDHD, con un alto nivel de capacidad estadística, y con suficiente información estadística para las distintas variables del modelo.

## II. MODELO Y METODOLOGÍAS ECONOMETRICAS

La aportación fundamental de Mankiw *et al.* (1992) consiste en separar los efectos de la formación de capital humano, de los efectos de la acumulación de capital físico sobre el crecimiento económico. Con base en esta separación, Mankiw *et al.* (1992: 418) formulan una versión ampliada del modelo de crecimiento de Solow (1956), que desde el punto de vista empírico podría representarse de la siguiente manera:

$$\ln y_t = \beta_1 + \beta_2 g_t + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_t + \beta_4 \ln s_{K,t} + \beta_5 \ln s_{H,t} + v_t \quad (1)$$

En la ecuación (1), el logaritmo del PIB per cápita ( $\ln y_t$ ) es una función creciente de las siguientes variables: tasa de crecimiento de la productividad total de los factores ( $g_t$ ), logaritmo de la acumulación de capital físico ( $\ln s_{K,t}$ ), y logaritmo de la formación de capital humano ( $\ln s_{H,t}$ ). Por otra parte, el intercepto ( $\beta_1$ ) representa el estado inicial de tecnología, la variable compuesta  $\ln(n + g + \delta)_t$  contiene a la tasa de crecimiento de la población ( $n$ ), a la tasa de depreciación del capital físico ( $\delta$ ), y a la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores ( $g$ ). Por simplicidad, se asume que el capital físico y el capital humano se deprecian a la misma tasa ( $\delta$ ). En este contexto, el PIB per cápita guardaría una relación inversa con la tasa de crecimiento de la población ( $n$ ) y con la tasa de depreciación del capital físico y humano ( $\delta$ ). Finalmente,  $v_t$  es un término de error estocástico.

La primera transformación que le haremos a la ecuación (1) consiste en añadir el subíndice transversal, denotado por  $i$ , para reflejar que se trabaja con un panel que consta de 15 naciones (o 15 unidades de corte transversal) y 16 periodos de tiempo (o 16 años). De esta manera, la ecuación (2) representa un modelo de datos en panel con  $N=15$  y  $T=16$ :

$$\ln y_{it} = \beta_1 + \beta_2 g_{it} + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + \beta_4 \ln s_{K,it} + \beta_5 \ln s_{H,it} + v_{it} \quad (2)$$

Donde  $i$  es el subíndice transversal y  $t$  es el subíndice temporal. El intercepto de la ecuación (2),  $\beta_{1i}$ , ahora incorpora el subíndice  $i$  para indicar que éste puede variar de un país a otro. De este modo, se captura la heterogeneidad entre las naciones de la muestra. Asimismo, la ecuación (2) debe de ampliarse por la vía de la incorporación de las siguientes variables: 1)  $ca_{it}$  = coeficiente de apertura económica; 2)  $cc_{it}$  = indicador de control de la corrupción, y 3)  $inst_{it}$  = indicador compuesto de desarrollo institucional. La descripción de todas las variables del modelo aparece en la siguiente sección. La ecuación (3) representa al modelo extendido que servirá de base para el análisis econométrico:

$$\ln y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + \beta_4 \ln s_{K,it} + \beta_5 \ln s_{H,it} + \beta_6 ca_{it} + \beta_7 cc_{it} + \beta_8 inst_{it} + v_{it} \quad (3)$$

Para estimar el modelo (3) se empleará el Método Generalizado de Momentos (MGM) en la versión del estimador Arellano-Bond (AB, 1991). El MGM se aplica a un modelo dinámico de datos en panel, es decir, a un modelo que incluye por lo menos un rezago de la variable dependiente entre los regresores del modelo. Véase la ecuación (4):

$$\ln y_{it} = \beta_{1i} + \gamma \ln y_{it-1} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + \beta_4 \ln s_{K,it} + \beta_5 \ln s_{H,it} + \beta_6 ca_{it} + \beta_7 cc_{it} + \beta_8 inst_{it} + v_{it} \quad (4)$$

Finalmente, el MGM de AB se aplica a un modelo cuyo término de error es compuesto, como se expresa en la ecuación (5):

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{it-1} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + \beta_4 \ln s_{K,it} + \beta_5 \ln s_{H,it} + \beta_6 ca_{it} + \beta_7 cc_{it} + \beta_8 inst_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Donde  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ . Nótese que  $\mu_i$  es el término de error transversal que sustituye a  $\beta_{1i}$  y que, en lo sucesivo, será el encargado de reflejar la heterogeneidad entre los países. En segundo lugar,  $v_{it}$  es el término de error combinado que aparece en las ecuaciones previas y que varía tanto entre los países como en el tiempo. De ahí que a  $u_{it}$  se le conozca como el término de error compuesto. Finalmente, la inclusión de una variable dependiente rezagada ( $\ln y_{it-1}$ ) significa que los efectos de las demás variables explicativas deben reflejar el comportamiento inercial o histórico del PIB per cápita. Para simplificar las cosas, la ecuación (5) se reformula de la siguiente manera:

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{it-1} + x'_{it} \beta + \mu_i + v_{it} \quad (6)$$

Donde  $\gamma$  es la magnitud escalar que multiplica a la variable dependiente rezagada, en tanto que  $x'_{it}$  es un vector hilera de siete variables explicativas y  $\beta$  es un vector columna que contiene a los parámetros respectivos. El problema de endogeneidad ocasiona que una o más variables del vector  $x'_{it}$  se encuentren correlacionadas con el término de error combinado ( $v_{it}$ ), lo cual provocaría que el estimador de MCO sea sesgado e inconsistente. El MGM de AB corrige el problema de endogeneidad mediante la creación de un conjunto de variables instrumentales. De entrada, hay que mencionar que  $\ln y_{it-1}$  está correlacionada con  $\mu_i$ , por lo que es probable que  $\ln y_{it-1}$  también lo esté. En este caso, un regresor (la variable dependiente rezagada) estaría correlacionado con un componente del término de error (es decir, con  $\mu_i$ ), dando así lugar a sesgos e inconsistencias. Para corregir este problema potencial, es necesario expresar el modelo en primeras diferencias:

$$\Delta \ln y_{it} = \gamma \Delta \ln y_{it-1} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (7)$$

Ahora solamente resta eliminar la posible correlación entre el conjunto de regresores de la ecuación (7) y el nuevo término de error combinado ( $\Delta v_{it}$ ). Para tal fin, el procedimiento de Arellano y Bond (1991) genera una serie de variables instrumentales o instrumentos. Para cada unidad de corte transversal (o para cada país), estos autores generan los instrumentos secuencialmente a partir de los rezagos de los regresores expresados “en niveles”; esto es, generan los instrumentos a partir de los rezagos de  $\ln y_{it-1}$  y  $x'_{it}$ . Esto obedece a que, de acuerdo con Arellano y Bond, los rezagos de  $\ln y_{it-1}$  y  $x'_{it}$  cumplen con dos condiciones básicas: 1) Están fuertemente correlacionados con los regresores de la ecuación (7), es decir, con  $\Delta \ln y_{it-1}$  y  $\Delta x'_{it}$ , y 2) Son ortogonales con respecto al término de error transformado ( $\Delta v_{it}$ ); es decir, no guardan correlación con éste.<sup>4</sup> Para cada nación (o para cada  $i$ ), el procedimiento secuencial comienza desde  $t=3$  hasta  $t=T$ , donde  $T$  representa la última observación de la serie. Se trata de un procedimiento estándar en el que, para  $t=3$ , la ecuación (7) se expresa como sigue:

$$\ln y_{i3} - \ln y_{i2} = \gamma(\ln y_{i2} - \ln y_{i1}) + (x'_{i3} - x'_{i2}) \beta + (v_{i3} - v_{i2}) \quad (8)$$

Los instrumentos recién creados para la ecuación (8) son  $\ln y_{i1}$ ,  $x_{i1}$  y  $x_{i2}$ . Aquí sucede que  $\ln y_{i1}$  guarda una elevada correlación con  $(\ln y_{i2} - \ln y_{i1})$ , en tanto que  $x_{i1}$  y  $x_{i2}$  guardan una elevada correlación con  $(x'_{i3} - x'_{i2})$ . Asimismo, ocurre

<sup>4</sup> El procedimiento de generación de las variables instrumentales se realiza bajo el supuesto inicial de que el término de error transformado,  $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{it-1}$ , está exento de heterocedasticidad y de correlación tanto temporal como transversal. Este supuesto, se relaja posteriormente.



de varianzas y covarianzas que nos permite relajar el supuesto de que los residuales son homocedásticos e incorrelacionados temporal y transversalmente. De hecho, este procedimiento puede continuar en forma iterativa, y arribar a un resultado que dependerá sobre todo del criterio de convergencia empleado y del número máximo de iteraciones especificado. En esta perspectiva, el estimador AB no sólo es robusto frente a problemas de endogeneidad, sino que también es consistente, asintóticamente eficiente y no requiere conocimiento exacto sobre el comportamiento del término de error (Arellano y Bond, 1991; Ahn y Schmidt, 1995 y Baltagi, 2008: 147-155).

Pese a las bondades del estimador AB, se realizaron pruebas de residuales y se emplearon medidas remediales basadas en Errores Estándar Corregidos para Panel (Panel Corrected Standard Errors, PCSE). Esto se detalla en la siguiente sección.

### III. ANÁLISIS EMPÍRICO

Para estimar el modelo de datos en panel, se recabó información estadística anual de 2002 a 2017 para cada uno de los 15 países de la muestra, con respecto a las siguientes variables:

- 1)  $y_{ti}$  = PIB per cápita en Paridades del Poder de Compra (PPC) corrientes.
- 2)  $g_{ti}$  = Tasa de crecimiento de la Productividad Total de los Factores (PTF) en PPC corrientes.
- 3)  $\ln(n + g + \delta)_{ti}$  = Variable compuesta que aglutina a la tasa de crecimiento de la población ( $n$ ), a la tasa de crecimiento de la PTF ( $g$ ), y a la tasa de depreciación ( $\delta$ ).
- 4)  $s_{K,ti}$  = Stock de capital físico por persona en PPC corrientes.
- 5)  $s_{H,ti}$  = Índice de formación de capital humano, basado en años de educación y retorno de la educación.
- 6)  $ca_{it}$  = Coeficiente de apertura económica, medido por la participación de las exportaciones e importaciones de bienes (excepto petróleo) en el PIB.
- 7)  $cc_{it}$  = Índice de control de la corrupción del Grupo de Servicios de Riesgo Político, elaborado con base en encuestas que recogen las percepciones sobre el uso del poder público que incide negativamente en la inversión privada nacional y extranjera, como solicitudes de sobornos para facilitar el comercio internacional, padrinzgos, nepotismo, financiamiento ilegal a partidos políticos, pago de favores, y nexos indeseables entre el poder público y la actividad empresarial.

8)  $inst_{it}$  = Indicador compuesto de desarrollo institucional, el cual captura las percepciones sobre las siguientes cinco dimensiones de la gobernanza: estado de derecho, calidad del entorno regulatorio, efectividad gubernamental, estabilidad política y ausencia de violencia, transparencia y rendición de cuentas. Dado que todas estas variables se miden en la misma escala, el indicador de desarrollo institucional constituye un promedio simple de los cinco indicadores mencionados.<sup>5</sup>

El uso de un indicador “compuesto” de desarrollo institucional busca reducir el sesgo derivado de la potencial omisión de variables relevantes, pero sin comprometer la parsimonia del modelo. Por otra parte, la separación entre la variable sintética de desarrollo institucional y el indicador de control de la corrupción se fundamenta no sólo en el objetivo específico de este trabajo sino, también, en que los efectos de las políticas de combate a la corrupción están condicionados por el desempeño en otras áreas clave del desarrollo institucional, como el estado de derecho, la calidad del entorno regulatorio, y la efectividad gubernamental (Méon y Weill, 2010; Dreher y Gassebner, 2013; Kéita y Laurila, 2016 y Huang, 2016).

Por último, todas las variables del modelo, con excepción de la PTF, y de los indicadores de corrupción y de desarrollo institucional (que se miden en unidades), se encuentran expresadas en logaritmos naturales.

El cuadro 1 reporta los resultados de la estimación del modelo dinámico de datos en panel. Como ya se ha señalado, la estimación se hace mediante el MGM de AB. El modelo estimado es dinámico porque incluye un rezago de la variable dependiente en calidad de regresor ( $\Delta \ln y_{it-1}$ ), cuyo coeficiente es por cierto estadísticamente significativo. De ahí que los efectos de los otros regresores estén condicionados por el comportamiento inercial o histórico del PIB per cápita ( $\Delta \ln y_{it}$ ). El modelo incluye efectos fijos temporales, los cuales permiten capturar el cambio tecnológico, las crisis económicas y otros fenómenos asociados al tiempo. La descripción de los hallazgos se realiza líneas abajo, después de las pruebas de residuales, mientras que las implicaciones de política económica se plantean en las conclusiones.

---

<sup>5</sup> Fuente: los datos de las variables 1) a 5) provienen de la Penn World Table, versión 9.1, los datos de la variable 6) se obtuvieron de los Indicadores del Banco Mundial, y la información de las variables 7) y 8) procede del Grupo de Servicios de Riesgo Político.

Cuadro 1. *Modelo dinámico de datos en panel con efectos fijos temporales.*  
*Método de estimación: Método Generalizado de Momentos (MGM)*  
*en la modalidad del estimador Arellano-Bond.*

Variable dependiente:  $\Delta \ln y_{it}$

Variable	Coefficiente	Variable	Coefficiente
$\Delta \ln y_{it-1}$	0.185***	Dummy_2007	-0.006
$\Delta \ln s_{K,it}$	0.390***	Dummy_2008	0.005
$\Delta \ln s_{H,it}$	1.686***	Dummy_2009	-0.031***
$\Delta \ln (n + g + \delta)_{it}$	0.020***	Dummy_2010	0.040***
$\Delta g_{it}$	0.815***	Dummy_2011	0.015**
$\Delta ca_{it}$	-0.015	Dummy_2012	-0.015**
$\Delta cc_{it}$	0.0512***	Dummy_2013	-0.021***
$\Delta inst_{it}$	0.264***	Dummy_2014	-0.017**
Dummy_residual	0.034***	Dummy_2015	-0.013*
Dummy_2004	-0.006	Dummy_2016	-0.009
Dummy_2005	0.002	Dummy_2017	0.004
Dummy_2006	-0.017**		

**Notas:**

1.  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias.
2. La variable dummy\_residual es para mejorar el comportamiento de los residuales, mientras que el resto de las variables dummy sirven para capturar los efectos fijos temporales.
3. Los asteriscos \*, \*\*, y \*\*\* denotan significancia estadística a un nivel del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

**Fuente:** Estimaciones propias basadas en información estadística de la Penn World Table, versión 9.1, de los Indicadores del Banco Mundial, y del Grupo de Servicios de Riesgo Político.

No obstante que el MGM de AB (cuadro 1) es consistente, asintóticamente eficiente, robusto frente a problemas de endogeneidad, y relativamente confiable aun cuando la información sobre los errores del modelo sea limitada (Arellano y Bond, 1991; Ahn y Schmidt, 1995 y Baltagi, 2008: 147-155), en el cuadro 2 se presentan las pruebas de residuales susceptibles de realizarse bajo la metodología empleada: la prueba de normalidad Jarque-Bera (JB) y la prueba de correlación serial Arellano-Bond. La prueba JB arroja un valor de probabilidad de 0.18 para la hipótesis nula de normalidad. Es razonable concluir, entonces, que los residuales del modelo siguen una distribución aproximadamente normal. La prueba de correlación serial Arellano-Bond parte de las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial de primer orden [AR(1)] y de segundo orden [AR(2)]. En ambos casos, los valores de probabilidad no permiten rechazar tales hipótesis, ni siquiera a un nivel de significancia de 10 por ciento, por lo que puede concluirse que el modelo estimado está exento de correlación serial de primer y de segundo orden. En virtud de estos resultados, procederemos a emplear metodologías de estimación alternativas para atender algunos problemas potenciales no contemplados en estas pruebas.

Cuadro 2. Pruebas de diagnóstico para los residuales.

Tipo de prueba	Hipótesis nula	Valor de probabilidad
Prueba de normalidad Jarque-Bera	Normalidad	0.180
Prueba de correlación serial	No hay correlación serial de primer	0.318 para AR(1)
Arellano-Bond	[AR(1)] ni de segundo orden [AR(2)]	0.886 para AR(2)

Fuente: Estimaciones propias basadas en información estadística de la Penn World Table, versión 9.1, de los Indicadores del Banco Mundial, y del Grupo de Servicios de Riesgo Político.

A reserva de analizar los resultados que derivan de la instrumentación de medidas remediales (cuadro 3), procede señalar que en el cuadro 1 el coeficiente del rezago de la variable dependiente es estadísticamente significativo a un nivel de 1 por ciento, lo cual confirma el carácter dinámico del modelo. Asimismo, las siguientes variables tienen coeficientes positivos y estadísticamente significativos a un nivel de 1 por ciento: el stock de capital físico ( $\Delta \ln s_{K,it}$ ), la formación de capital humano ( $\Delta \ln s_{H,it}$ ), la productividad total de los factores ( $\Delta g_{it}$ ), el control de la corrupción ( $\Delta cc_{it}$ ), y el desarrollo institucional ( $\Delta inst_{it}$ ). Esto significa que, en principio, todas estas variables son motores del crecimiento del PIB per cápita en las naciones de la muestra. A juzgar por la magnitud de los parámetros estimados, la formación de capital humano y la productividad total de los factores juegan un papel particularmente destacado. Por otra parte, la variable compuesta de desarrollo institucional (que agrupa a los cinco indicadores de gobernanza previamente señalados) tiene una mayor influencia en el crecimiento que el control de la corrupción. La variable “dummy residual”, incorporada al modelo para mejorar el comportamiento de los residuales, resulta también estadísticamente significativa a un nivel de 1 por ciento. Las restantes variables dummy, las cuales corresponden a los efectos fijos temporales, resultan estadísticamente significativas a diferentes niveles en algunos años del periodo de estudio. Como ya se ha dicho, estas variables capturan los efectos de fenómenos relacionados con el paso del tiempo, como el cambio tecnológico y las crisis económicas, además de que contribuyen a eliminar los sesgos asociados con la posible omisión de alguna variable relevante. Finalmente, el parámetro estimado de la variable de apertura económica ( $\Delta ca_{it}$ ) no resulta estadísticamente diferente de cero. En la parte de conclusiones se ofrecen dos explicaciones plausibles al respecto.

El cuadro 3 reporta los resultados de la estimación del modelo mediante Errores Estándar Corregidos para Panel (PCSE) en tres diferentes modalidades: 1) PCSE con ponderaciones transversales, como medida remedial frente a un eventual problema de heterocedasticidad espacial; 2) PCSE con ponderaciones temporales, el cual es robusto frente a un posible problema de heterocedasticidad en el tiempo, y 3) PCSE con Regresiones Aparentemente no Relacionadas

(Seemingly Unrelated Regressions, SUR) y ponderaciones temporales, el cual corrige tanto heterocedasticidad temporal como correlación serial. Puesto que las pruebas realizadas descartan correlación serial de primer y de segundo orden, este último método corregiría los efectos de una eventual autocorrelación de orden superior.

Los PCSE son estimadores de varianzas y covarianzas de los parámetros estimados que resultan eficientes bajo diferentes supuestos de heterocedasticidad y autocorrelación, puesto que estos problemas disminuyen, precisamente, la eficiencia de las estimaciones. En este contexto, estos métodos no alteran las estimaciones de los parámetros, pero sí las varianzas y covarianzas estimadas de los parámetros estimados, las estadísticas  $t$  y, en última instancia, los valores de probabilidad. De ahí que en la segunda columna del cuadro 3 aparezcan los mismos parámetros estimados del cuadro 1, mientras que en las siguientes tres columnas se reportan los valores de probabilidad asociados con cada una de las medidas remediales basadas en el método de PCSE.

Cuadro 3. *Medidas remediales para el modelo dinámico de datos en panel con efectos fijos temporales.*

Método de estimación: Método Generalizado de Momentos (MGM) en la modalidad del estimador Arellano-Bond.

Medidas remediales: Errores Estándar Corregidos para Panel (Panel Corrected Standard Errors, PCSE) con: 1) Ponderaciones transversales; 2) Ponderaciones Temporales, y 3) Regresiones Aparentemente no Relacionadas (Seemingly Unrelated Regressions, SUR) y ponderaciones temporales.

Variable dependiente:  $\Delta \ln y_{it}$

Variable	Coeficiente	Valores de probabilidad asociados con las diferentes medidas remediales		
		PCSE con ponderaciones transversales	PCSE con ponderaciones temporales	PCSE con SUR y con ponderaciones temporales
$\Delta \ln y_{it-1}$	0.185**	0.012	0.012	0.012
$\Delta \ln s_{k,it}$	0.390***	0.000	0.000	0.000
$\Delta \ln s_{h,it}$	1.686***	0.000	0.003	0.000
$\Delta \ln (n + g + \delta)_{it}$	0.020	0.291	0.288	0.414
$\Delta g_{it}$	0.815***	0.000	0.000	0.000
$\Delta ca_{it}$	-0.015	0.816	0.828	0.809
$\Delta cc_{it}$	0.051	0.221	0.320	0.204
$\Delta inst_{it}$	0.264** o bien *	0.056	0.087	0.030
Dummy_residual	0.034** o bien *	0.025	0.028	0.054
Dummy_2004	-0.006	0.625	0.656	0.617
Dummy_2005	0.002	0.883	0.880	0.864
Dummy_2006	-0.017	0.224	0.224	0.145

Cuadro 3. *Continuación*

Variable dependiente:  $\Delta \ln y_{it}$

Variable	Coeficiente	Valores de probabilidad asociados con las diferentes medidas remediales		
		PCSE con ponderaciones transversales	PCSE con ponderaciones temporales	PCSE con SUR y con ponderaciones temporales
Dummy_2007	-0.006	0.575	0.569	0.502
Dummy_2008	0.005	0.673	0.685	0.628
Dummy_2009	-0.031**	0.015	0.033	0.029
Dummy_2010	0.040***	0.000	0.001	0.000
Dummy_2011	0.015	0.228	0.286	0.237
Dummy_2012	-0.015**, *, o NS	0.128	0.085	0.048
Dummy_2013	-0.021*** o **	0.019	0.003	0.001
Dummy_2014	-0.017* o bien NS	0.095	0.109	0.082
Dummy_2015	-0.013* o bien NS	0.117	0.096	0.065
Dummy_2016	-0.009	0.208	0.179	0.153
Dummy_2017	0.004	0.645	0.590	0.562

**Notas:**

1.  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias.
2. La variable dummy residual es para mejorar el comportamiento de los residuales, mientras que el resto de las variables dummy sirven para capturar los efectos fijos temporales.
3. Los asteriscos \*, \*\*, y \*\*\* denotan significancia estadística a un nivel del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente, mientras que NS indica que el parámetro estimado no es estadísticamente significativo.
4. Nótese que algunos coeficientes tienen más de un nivel de significancia estadística, dependiendo de los valores de probabilidad obtenidos bajo los tres diferentes métodos de estimación.

**Fuente:** Estimaciones propias basadas en información estadística de la Penn World Table, versión 9.1, de los Indicadores del Banco Mundial, y del Grupo de Servicios de Riesgo Político.

Nótese que, en el cuadro 3, algunos parámetros estimados tienen valores de probabilidad bastante estables. En este contexto, el coeficiente asociado al rezago de la variable dependiente es estadísticamente significativo a un nivel de 5 por ciento. Por otra parte, las siguientes variables continúan manifestándose como importantes motores del crecimiento del PIB per cápita: la acumulación de capital físico, la formación de capital humano, la productividad total de los factores (PTF), y la variable compuesta de desarrollo institucional. Vale señalar que la variable compuesta de desarrollo institucional es estadísticamente significativa a un nivel de 5 o de 10 por ciento, dependiendo de la modalidad de PCSE que se adopte. El control de la corrupción no alcanza significancia estadística, sin importar el método de PCSE que se implemente. Lo mismo aplica para la variable de apertura económica. La variable dummy residual continúa siendo estadísticamente significativa, aun cuando su nivel de significancia es sensible al método de PCSE utilizado. Las variables dummy temporales (que capturan los efectos fijos temporales) continúan reflejando la presencia de algún o algunos fenómenos relacionados con el paso del tiempo,

aun cuando algunas de ellas reportan valores de probabilidad (o niveles de significancia) cambiantes. Enseguida nos damos a la tarea de interpretar este conjunto de hallazgos.

## CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

Esta investigación evalúa el impacto del control de la corrupción y de otras variables relevantes en el crecimiento del PIB per cápita de 15 países emergentes, incluido México, a lo largo del periodo 2002-2017. Todas esas naciones reportan un alto IDHD, lo cual garantiza una mayor homogeneidad de la muestra y, por ende, un análisis empírico más confiable. Esto obedece a que: 1) Los determinantes del crecimiento económico varían según el grado de desarrollo de los países (Lee y Kim, 2009 y Owen *et al.*, 2009), y 2) Algunos autores consideran que estudiar grupos pequeños y relativamente homogéneos de países es más fructífero que trabajar con grupos demasiado amplios y heterogéneos, donde la mayor variabilidad de la evidencia empírica obtenida no sólo dificulta la inferencia estadística sino que, por añadidura, es difícil de explicar (Bhagwati y Srinivasan, 2002 y Kneller *et al.*, 2008: 701). Otra ventaja de la muestra empleada es que, con base en el *Bulletin Board on Statistical Capacity 2017* del Banco Mundial, se determinó que el nivel “promedio” de capacidad estadística de las naciones que la integran es de 82.97. Esto, como ya se dijo, reduce los errores de medición y permite contar con información estadística completa para cada una de las variables del modelo en cada uno de los países de la muestra.

Con la información estadística recabada se estima un modelo dinámico de datos en panel, el cual constituye una versión ampliada del modelo de crecimiento de Mankiw *et al.* (1992). Para estimar el modelo, se recurre al MGM de AB, el cual no sólo es robusto frente a problemas de endogeneidad sino, también, es consistente, asintóticamente eficiente, y relativamente confiable cuando la información sobre el comportamiento del término de error es limitada (Arellano y Bond, 1991; Ahn y Schmidt, 1995 y Baltagi, 2008: 147-155). No obstante las ventajas de este estimador, se hicieron las pruebas de residuales disponibles para el método econométrico empleado y se instrumentaron medidas remediales basadas en los llamados Errores Estándar Corregidos para Panel.

En este contexto, se responde la primera pregunta de investigación que se formuló y que se refiere a la medida en que el control de la corrupción contribuye al crecimiento económico, en ausencia de otras reformas institucionales. Como se ha visto, el cuerpo de la evidencia empírica sugiere que el control de la corrupción hace una contribución entre positiva y nula al crecimiento económico. Asimismo, el desarrollo institucional es una importante fuente de crecimiento del PIB per cápita en naciones como México. En los cuadros 1 y 3, la variable sintética de desarrollo

institucional tiene un coeficiente positivo y estadísticamente significativo en todos los casos. De ahí que las mejoras se deben dar en todas las dimensiones de la gobernanza y no sólo en el combate a la corrupción.

La segunda pregunta de investigación, como podrá recordarse, se refiere a la medida en que otras variables, como el gasto en educación, en investigación y en desarrollo, influyen en el crecimiento económico. De este modo, además del desarrollo institucional, los principales motores del crecimiento del PIB per cápita son, en orden de importancia, los siguientes: la formación del capital humano, la productividad total de los factores (PTF), y la acumulación de capital físico. Este hallazgo se fundamenta tanto en las magnitudes de los parámetros estimados, como en los niveles de significancia estadística que se detallan en los cuadros 1 y 3. Estas tres variables interactúan con el desarrollo institucional de manera dinámica y compleja para generar el crecimiento del PIB per cápita.

Estos hallazgos son consistentes con la hipótesis de este trabajo en el sentido de que el control de la corrupción es una condición necesaria, pero ciertamente insuficiente para el crecimiento sostenido del PIB per cápita. De ahí que, a partir de la evidencia econométrica, es factible formular algunas recomendaciones de política económica. La primera es que los gobiernos deben enfocarse no sólo a combatir la corrupción sino, también, a: 1.1) Fortalecer el estado de derecho; 1.2) Promover un entorno regulatorio más propicio para la inversión privada nacional y extranjera; 1.3) Mejorar la calidad de la burocracia política; 1.4) Abatir los índices de violencia y criminalidad, y 1.5) Profundizar la transparencia y la rendición de cuentas. Vale recordar que, de acuerdo con Aslund *et al.* (2001), las reformas institucionales deben ser comprensivas y de largo alcance para influir de manera efectiva en el crecimiento económico. Por otra parte, algunas investigaciones empíricas, dentro de la corriente de la hipótesis de Lubricación de los Engranajes Institucionales (hipótesis de LEI), plantean que la corrupción estimula el crecimiento económico en países con instituciones frágiles e ineficientes (Méon y Weill, 2010; Dreher y Gassebner, 2013; Kéita y Laurila, 2016; Goedhuys *et al.*, 2016; Huang, 2016 y Tseng y Wu, 2016). Dicho de otro modo, para estos autores, el control de la corrupción puede llegar a desalentar el crecimiento de la economía en naciones con marcados rezagos institucionales. Esto refuerza la idea de que el control de la corrupción debe acompañarse del mejoramiento en otras dimensiones de la gobernanza para producir efectos tangibles en el crecimiento del PIB per cápita.

La segunda recomendación de política económica es que el combate a la corrupción y las demás reformas institucionales deben complementarse con mayores inversiones tanto en programas de educación formal, como en programas de capacitación y adiestramiento para los trabajadores en activo y para los desempleados, de modo que puedan reinsertarse eficientemente en el mercado laboral. Estas inversiones determinan la formación de capital humano que, como se ha demos-

trado, constituye el principal motor de crecimiento del PIB per cápita. Asimismo, hay que considerar que la acumulación de capital físico (que igualmente demanda recursos) requiere de una fuerza de trabajo de mayor calidad, pues de este modo se podrá hacer un uso más eficiente del stock de maquinaria, equipo e infraestructura de la economía. Otra consideración importante es que el gasto en investigación y desarrollo (I&D) conduce a la creación de nuevas tecnologías y, por ende, a la elevación de la PTE, que es otro determinante del crecimiento económico. Por lo tanto, para que una economía como la mexicana crezca con cierta celeridad, deben canalizarse suficientes recursos hacia las actividades de I&D.

Finalmente, nótese que el coeficiente estimado de la variable de apertura económica no alcanza significancia estadística. Esto puede obedecer a que las industrias exportadoras de algunas naciones no están debidamente integradas con el resto de la economía, debido a la ausencia de cadenas productivas eficientes. De ahí que el dinamismo del sector exportador no se transmite al resto de la economía ni impacte de manera significativa al PIB per cápita. Otra explicación plausible es que algunas industrias de las naciones en desarrollo padecen un gran rezago tecnológico, por lo que son incapaces no sólo de exportar, sino, incluso, de defender el mercado doméstico frente a la competencia externa.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahn, Seung y Schmidt, Peter (1995), "Efficient estimation of models for dynamic panel data", *Journal of Econometrics*, 68 (1): 5-27, [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01641-C](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01641-C), consultado el 2 de agosto de 2019.
- Anh-Trand, Ngoc (2008), *Corruption and human development*, Development and Policies Research Center (DEPOCEN), Working Paper 7, [http://veam.org/wp-content/uploads/2016/06/2009\\_corruption\\_and\\_human\\_development\\_-\\_policy\\_journal\\_tranngocanh.pdf](http://veam.org/wp-content/uploads/2016/06/2009_corruption_and_human_development_-_policy_journal_tranngocanh.pdf), consultado el 2 de octubre de 2019.
- Anokhin, Sergey y Schulze, William (2009), "Entrepreneurship, innovation, and corruption", *Journal of Business Venturing*, 24 (5): 465-476, <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2008.06.001>, consultado el 3 de septiembre de 2019.
- Arellano, Manuel y Bond, Stephen (1991), "Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies*, 58 (2): 277-297, <https://doi.org/10.2307/2297968>, consultado el 5 de septiembre de 2019.
- Aslund, Anders; Boone, Peter y Johnson, Simon (2001), *Escaping the under-reform trap*, International Monetary Fund, Staff Papers 48, <https://doi.org/10.2307/4621691>, consultado el 2 de octubre de 2019.

- Awan, Rehnat; Akhtar, Tahseen; Rahim, Shazia; Sher, Falak y Raza Cheema, Ahmed (2018), "Governance, corruption and economic growth: A panel data analysis of selected SAARC countries", *Pakistan Economic and Social Review*, 56 (1): 1-20, [http://pu.edu.pk/images/journal/pesr/PDF-FILES/1-v56\\_1\\_18.pdf](http://pu.edu.pk/images/journal/pesr/PDF-FILES/1-v56_1_18.pdf), consultado el 28 de julio de 2019.
- Ayala, Pablo (2018), "La simpatía smithiana como vía para reducir la aporofobia derivada de la corrupción", *Veritas*, 41: 69-86, <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-92732018000300069>, consultado el 4 de julio de 2019.
- Bailey, David (1966), "The effects of corruption in a developing nation", *Western Political Quarterly*, 19 (4): 719-732, <https://doi.org/10.1177/106591296601900410>, consultado el 10 de septiembre de 2019.
- Baltagi, Badi (2008), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley and Sons Ltd., Chichester.
- Bhagwati, Jagdish y Srinivasan, Thirukodikaval Nilakanta (2002), "Trade and poverty in the poor countries", *American Economic Review*, 92 (2): 180-183, <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/000282802320189212>, consultado el 6 de septiembre de 2019.
- Charter, Richard (1997), "Methodological commentary: Effect of measurement error on tests of statistical significance", *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 19 (3): 458-462, <https://doi.org/10.1080/01688639708403872>, consultado el 4 de septiembre de 2019.
- Cieslik, Andrzej y Goczek, Łukasz (2018), "Control of corruption, international investment, and economic growth: Evidence from panel data", *World Development*, 103: 323-335, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.10.028>, consultado el 4 de septiembre de 2019.
- d'Agostino, Giorgio; Dunne, Paul y Pironi, Luca (2016), "Government spending, corruption and economic growth", *World Development*, 84: 190-205, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.03.011>, consultado el 2 de septiembre de 2019.
- Dreher, Axel y Gassebner, Martin (2013), "Greasing the wheels? The impact of regulations and corruption on firm entry", *Public Choice*, 155 (3-4): 413-432, <https://link.springer.com/article/10.1007/s11127-011-9871-2>, consultado el 3 de septiembre de 2019.
- Goedhuys-Degelin, Michelin; Mohnen, Pierre y Taha, Tamer (2016), "Corruption, innovation and firm growth: Firm-level evidence from Egypt and Tunisia", *Eurasian Business Review*, 6 (3): 299-322, <https://doi.org/10.1007/s40821-016-0062-4>, consultado el 3 de septiembre de 2019.
- Hansen, Lars (1982), "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, 50 (4): 1029-1054, <https://www.jstor.org/stable/1912775>, consultado del 2 de septiembre de 2019.
- Huang, Chiung Ju (2016), "Is corruption bad for economic growth? Evidence from Asia-Pacific countries", *The North American Journal of Economics and Finance*,

- 35: 247-256, <https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.10.013>, consultado el 2 de septiembre de 2019.
- Kéita, Kouramoudou y Laurila, Hannu (2016), *Governance and corruption: sand or grease in the wheels?*, Tampere University, Working Paper 98, [https://trepo.tuni.fi/bitstream/handle/10024/98484/WP\\_governance\\_and\\_corruption.pdf?sequence=1](https://trepo.tuni.fi/bitstream/handle/10024/98484/WP_governance_and_corruption.pdf?sequence=1), consultado el 1 de octubre de 2019.
- Kneller, Richard; Morgan, C. W. y Kanchanahatakij, Sunti (2008), "Trade liberalization and economic growth", *The World Economy*, 31 (6): 701-719, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2008.01101.x>, consultado el 3 de septiembre de 2019.
- Lee, Keun y Kim, Byung-Yeon (2009), "Both institutions and policies matter but differently for different income groups of countries: Determinants of long-run economic growth revisited", *World Development*, 37 (3): 533-549, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.07.004>, consultado el 2 de septiembre de 2019.
- Mankiw, Gregory; Romer, David y Weil, David (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2): 407-437, <https://doi.org/10.2307/2118477>, consultado el 2 de julio de 2019.
- Mauro, Paolo (1995), "Corruption and growth", *Quarterly Journal of Economics*, 110 (3): 681-712, <https://doi.org/10.2307/2946696>, consultado el 4 de septiembre de 2019.
- Méon, Pierre y Sekkat, Khalid (2005), "Does corruption grease or sand the wheels of corruption?", *Public Choice*, 122 (1-2): 69-97, <https://link.springer.com/article/10.1007/s11127-005-3988-0>, consultado el 5 de septiembre de 2019.
- Méon, Pierre y Weill, Laurent (2010), "Is corruption an efficient grease?", *World Development*, 38 (3): 244-259, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.06.004>, consultado el 5 de septiembre de 2019.
- Mo, Park (2001), "Corruption and economic growth", *Journal of Comparative Economics*, 29 (1): 66-79, <https://doi.org/10.1006/jcec.2000.1703>, consultado el 5 de septiembre de 2019.
- Owen, Ann; Videras, Julio y Davis, Lewis (2009), "Do all countries follow the same growth process?", *Journal of Economic Growth*, 14 (4): 265-286, <https://doi.org/10.1007/s10887-009-9046-x>, consultado el 24 de octubre de 2020.
- Sassi, Seifallah y Ben Ali, Mohamed (2017), "Corruption in Africa: What role does ICT diffusion play?", *Telecommunications Policy*, 41 (7): 662-669, <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2017.05.002>, consultado el 3 de septiembre de 2019.
- Shleifer, Andrei y Vishny, Robert (1993), "Corruption", *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3): 599-617, <https://doi.org/10.2307/2118402>, consultado el 1 de septiembre de 2019.
- Solow, Robert (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2): 65-94, <https://doi.org/10.2307/1884513>, consultado el 4 de septiembre de 2019.

- Tabachnick, Barbara y Fidell, Linda (2007), *Using multivariate statistics*, Pearson Allyn & Bacon, Boston.
- Tseng, Tzu-Yun y Wu, Tsaur-Chin (2016), “Influences of corporate governance on the relationship between corruption and economic growth: developed countries versus emerging countries”, *International Research Journal of Applied Finance*, 7 (7): 99-113, [https://media.proquest.com/media/hms/PFT/1/gEfF3?\\_s=z7aw%2B5xn-mhvsk8pp4iswmwIL16A%3D](https://media.proquest.com/media/hms/PFT/1/gEfF3?_s=z7aw%2B5xn-mhvsk8pp4iswmwIL16A%3D), consultado el 5 de septiembre de 2019.
- Zhu, Shujin y Shi, Weiyi (2019), “Greasing the wheels of commerce? Corruption and foreign investment”, *The Journal of Politics*, 81 (4): 1311–1327, <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/704326>, consultado el 4 de septiembre de 2019.