

Problemas del
DESARROLLO

REVISTA
LATINOAMERICANA
DE ECONOMÍA

Problemas del desarrollo

ISSN: 0301-7036

ISSN: 2007-8951

Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de
Investigaciones Económicas

Mella Gómez, Luis Eduardo; Prestol Flaquerb, Joaquín Rafael
Corrupción, crecimiento e instituciones: ¿existe una tasa de sacrificio en américa latina?
Problemas del desarrollo, vol. 55, núm. 216, 2024, Enero-Marzo, pp. 3-34
Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Económicas

DOI: <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2024.216.70055>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11877974001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

UAEH
[redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

CORRUPCIÓN, CRECIMIENTO E INSTITUCIONES: ¿EXISTE UNA TASA DE SACRIFICIO EN AMÉRICA LATINA?

Luis Eduardo Mella Gómez^a y Joaquín Rafael Prestol Flaquer^b

Fecha de recepción: 3 de abril de 2023. Fecha de aceptación: 19 de septiembre de 2023.

<https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2024.216.70055>

Resumen. La presente investigación versa sobre la corrupción y el crecimiento en Latinoamérica. Dada la volatilidad institucional de la región y el constante cambio y bajo cumplimiento normativo, surge la pregunta de si hay un *trade-off* entre el crecimiento y el control de corrupción a cierto nivel de capacidad institucional. Para verificar la hipótesis, se realizó un análisis a un panel de 26 países latinoamericanos (2002-2021) usando modelos de datos de panel dinámicos robustos. Los resultados revelaron una relación cuadrática entre crecimiento y corrupción, considerando la endogeneidad entre instituciones, corrupción y crecimiento, mediante un Vector Autorregresivo de datos de panel.

Palabras clave: instituciones y crecimiento; modelos económicos de procesos políticos; modelos de datos de panel; Vector Autorregresivo; desarrollo económico.

Clasificación JEL: C3; C33; D72; O1; O43.

CORRUPTION, GROWTH AND INSTITUTIONS: IS THERE A SACRIFICE RATE IN LATIN AMERICA?

Abstract. This research deals with corruption and growth in Latin America. Given the region's institutional volatility, constant change and lack of compliance with regulations, the question arises as to whether there is a trade-off between growth and corruption control at a certain level of institutional capacity. A panel analysis of 26 Latin American countries (2002-2021) was conducted using robust dynamic panel data models to test the hypothesis. The results revealed a quadratic relationship between growth and corruption, considering the endogeneity between institutions, corruption and growth, using Autoregressive Vector panel data.

Key Words: Institutions and growth; economic models of political processes; panel data models; Autoregressive Vector; economic development.

^a Ministerio de Economía, Planificación y Desarrollo de la República Dominicana; ^b Investigador independiente, República Dominicana. Correos electrónicos: luis.mella@economia.gob.do y joaquinrafael.prestol@alum.upf.edu, respectivamente.

1. INTRODUCCIÓN

La corrupción y sus efectos en el cambio institucional, el ingreso y desempeño económico siguen siendo un tema de debate en la ciencia política, la gestión pública y la economía. De acuerdo a Quesada *et al.* (2013), la corrupción es un fenómeno complejo que puede tener una dimensión política y otra administrativa. La corrupción política se refiere a la colusión entre la clase política y las esferas de poder para obtener beneficios en ausencia de controles institucionales y mecanismos de rendición de cuentas confiables. Mientras que la corrupción administrativa se refiere a actos dolosos cometidos por funcionarios públicos, que utilizan sus ámbitos técnicos-profesionales para vulnerar normas, o bien favorecer a particulares.

La discusión sobre las prácticas corruptas en el mundo en desarrollo está lejos de ser un debate culminado. Hay posturas que afirman que la corrupción se encuentra principalmente en la función pública y que se puede alcanzar un alto nivel de transparencia mediante medidas administrativas. Otros argumentos sostienen que la corrupción es un problema político arraigado en la cultura, que puede conducir a la decadencia política debido a tendencias clientelares en todas las sociedades (Fukuyama, 2014).

Gran parte del trabajo académico se ha enfocado en determinar si la corrupción puede impulsar o limitar el crecimiento económico, especialmente en economías en desarrollo. Una hipótesis en la literatura económica es que, en contextos con instituciones fuertes y burocracias eficientes, la corrupción puede limitar severamente el desempeño económico. Sin embargo, en contextos donde las instituciones no funcionan de manera adecuada y se registran ineficiencias burocráticas, la corrupción puede actuar como un aliciente para el desempeño económico a corto plazo, sobre todo en el mundo en desarrollo, al actuar como un “engrasante” de la economía. Es claro que la corrupción también puede emanar de acciones entre privados, que interactúan en mercados y organizaciones; sin embargo, este fenómeno requiere de la participación del sector público para enquistarse en el entramado institucional de un país.

La relación entre corrupción, crecimiento e instituciones no se limita a la idea de que la presencia de instituciones funcionales conduce a más o menos corrupción y, por lo tanto, a un mejor o peor desempeño económico. Es importante considerar cómo el efecto de la corrupción se relaciona con el cambio institucional. Al estudiar los efectos de la corrupción desde una perspectiva económica e institucional, a veces se presta demasiada atención a las reglas formales para contener acciones corruptas y se deja de lado que las

instituciones en el mundo en desarrollo (especialmente en América Latina) aún presentan limitaciones para combatirla como práctica institucionalizada.

El presente trabajo busca estudiar la relación entre corrupción y crecimiento económico de forma empírica, considerando que la evolución de los arreglos institucionales puede condicionar los resultados económicos. La hipótesis es que el fortalecimiento de los arreglos formales puede mejorar el desempeño económico al proporcionar reglas claras. Sin embargo, en contextos institucionales débiles, las prácticas corruptas pueden persistir y limitar el progreso.¹ Dicho de otro modo, se pretende validar empíricamente la idea de que en países latinoamericanos con un pasado colonial y de escaso desarrollo institucional, existe una tasa de sacrificio entre control de la corrupción e ingreso per cápita. Esta tasa estaría condicionada por la solidez del marco institucional y su evolución reciente, medido por índices que capturan las capacidades institucionales de los países.

El documento se compone de seis partes y discute la corrupción, así como las instituciones latinoamericanas en el siglo xx, desde la formación y naturaleza de las democracias de la región hasta la actualidad. También, se consultó literatura relevante sobre la relación entre corrupción y desempeño económico para analizar cómo los actos dolosos afectan a largo plazo las economías. Los apartados cuatro y cinco detallan la estrategia empírica y discuten los resultados del modelo. La última parte presenta conclusiones y perspectivas para la actual América Latina.

2. ALGUNAS CONSIDERACIONES SOBRE INSTITUCIONES Y CORRUPCIÓN EN AMÉRICA LATINA

Para comprender la corrupción en América Latina, se debe tomar en cuenta el proceso de formación, así como las dinámicas de sus democracias. Para ello, es preciso definir qué se entiende por instituciones. North (1990) comprendía las instituciones (formales e informales) como un conjunto de reglas que se construyen socialmente y permiten a los individuos tomar decisiones estratégicas en contextos de incertidumbre. En ese sentido, las instituciones pueden ser informales o formales, siendo que las primeras se refieren a los discursos

¹ El planteamiento de la corrupción en términos de *trade-off* no es nuevo. Ahmad *et al.* (2012) realizan un ejercicio de esta naturaleza para economías en desarrollo. Igualmente, para América Latina, Dobson y Ramlogan-Dobson (2010) ya habían planteado este intercambio entre corrupción y desigualdad.

(Dryzek, 1996), normas no escritas, convenciones y normas sociales, mientras que la segundas se vinculan a normas escritas, legales y avaladas por el régimen jurídico-político (en sentido amplio, por medio del Estado).

A partir de esto, la literatura explora la existencia de una relación entre las instituciones y el desarrollo de los países (Acemoglu *et al.*, 2001), pero en el caso de América Latina este aspecto no queda muy claro todavía (Levitsky y Murillo, 2012). Siguiendo a O'Donnell (1994, 1997, 2001, 2004 y 2010), las democracias en la región son, en gran medida, “delegativas” y carecen de mecanismos efectivos de rendición de cuentas horizontal. Esta tipología democrática está ligada a un legado institucional problemático (Acemoglu y Robinson, 2015), donde la corrupción y el clientelismo político están institucionalizados.

Las democracias delegativas surgen, principalmente, desde transiciones de regímenes autoritarios a sistemas democráticos (O'Donnell, 1997). Aunque permiten cierto nivel de rendición de cuentas vertical a través de elecciones y garantías jurídicas, estas estructuras a menudo fallan en controlar el comportamiento ilegal de los funcionarios electos. Estos fallos se deben, en parte, a la ausencia de una efectiva rendición de cuentas societal y horizontal, elementos cruciales para el buen gobierno y la prevención de la corrupción (Gómez, 2022; Ostrom, 2000).

El problema también radica en la persistencia de diseños institucionales deficientes y prácticas heredadas de épocas dictatoriales (Acemoglu y Robinson, 2015), propios del pasado social e institucional latinoamericano. En estos contextos de debilidad institucional y déficits democráticos, no existe un vínculo efectivo entre sociedad civil e instituciones para garantizar la rendición de cuentas (O'Donnell, 2004). Esta desconexión socava la efectividad de los mecanismos horizontales de gobernanza y, en algunos casos, es aprovechada por el poder ejecutivo para fortalecer su dominio (O'Donnell, 1994).

Esta debilidad en los mecanismos de rendición de cuentas afecta las capacidades estatales (Grassi y Memoli, 2016; Taş, 2015) y se asocia con un apoyo menor a la democracia consolidada (Kang y Lee, 2018). Una consecuencia es que las democracias delegativas y los mecanismos débiles de rendición de cuentas en la región dan lugar a instituciones propensas a la corrupción y al mal funcionamiento económico (Levitsky y Murillo, 2012; O'Donnell, 1994). Esta fragilidad institucional se ve agravada por la inestabilidad y la “sustitución constante” en las instituciones, vinculadas a la volatilidad política, la desigualdad persistente y el diseño rápido y a menudo imitativo (mimetismo institucional) de mecanismos institucionales (Fukuyama, 2014).

La historia colonial y autoritaria de la región también influye en su desarrollo institucional (O'Donnell, 1994; Przeworski, 1988). Las reformas económicas y la incapacidad de los gobiernos para regular eficazmente han disminuido los incentivos para la ética pública, favoreciendo la corrupción (Acemoglu *et al.*, 2011; Soto, 2003). Estas condiciones permiten que las élites utilicen la burocracia para sus propios fines, y no para corregir fallas de mercado (Acemoglu *et al.*, 2021; Acemoglu y Verdier, 2000).

Otro aspecto a considerar es el enfoque basado sólo en la eficiencia económica para gestionar las organizaciones públicas, como el que se refleja en la implementación del paradigma de la Nueva Gestión Pública. Este modelo ha llevado a una flexibilización de las instituciones y organizaciones sin un balance adecuado de los riesgos de gobernanza (Gaebler y Osborne, 1992; Ramió y Salvador, 2005), poniendo en entredicho las capacidades institucionales que permiten combatir la corrupción y conducir el desempeño económico. La corrupción resultante de estos contextos tiene graves efectos económicos, particularmente en países con débiles contrapesos institucionales (Bayley, 1966; Gerring y Thacker, 2004; Sandholtz y Koetzle, 2000; Seligson, 2002).

En resumen, este complejo entramado de factores históricos, políticos y económicos en la región de América Latina generó un ciclo de corrupción e inestabilidad institucional que persiste hasta nuestros días. A pesar de los avances en la comprensión de los costos económicos de la corrupción, queda por abordar cómo es que un rendimiento económico aparentemente exitoso puede coexistir con una institucionalidad débil y prácticas corruptas usuales, como una realidad más o menos generalizada, a pesar de que existen contextos, realidades y relatos que pueden ser disímiles entre distintos países latinoamericanos.

3. LA LITERATURA SOBRE EL VÍNCULO ENTRE CORRUPCIÓN Y DESEMPEÑO ECONÓMICO

La relación entre corrupción y desempeño económico es un tema relevante en la literatura académica. Algunos estudios sugieren que la corrupción podría tener efectos ambivalentes en la economía. Por ejemplo, Leff (1964) argumenta que puede funcionar como un seguro para las empresas contra regulaciones ineficientes y políticas gubernamentales deficientes, lo que podría estimular la actividad empresarial (Godinez y Liu, 2015), sostiene que empresas eficientes podrían pagar sobornos para evitar obstáculos regulatorios, aumentando así su productividad.

Sin embargo, otros académicos plantean preocupaciones sobre los efectos negativos de la corrupción. De Vaal y Ebben (2011), por ejemplo, proponen que la corrupción podría reducir la inversión en productividad y la provisión de bienes públicos, perjudicando el crecimiento económico, especialmente en contextos con instituciones sólidas.

Además, se argumenta que la corrupción puede actuar como un lubricante en entornos con instituciones débiles, normalizando acciones que no serían posibles en un ambiente con instituciones sólidas y rendición de cuentas. Aunque Méon y Weill (2010) encuentran evidencia de que la corrupción puede estimular la eficiencia en países en desarrollo con instituciones deficientes, Aparicio *et al.* (2016) refutan este supuesto beneficio al demostrar que el control adecuado de la corrupción y el funcionamiento efectivo de las instituciones aumentan las oportunidades para el emprendimiento.

En general, la mayoría de la literatura se inclina hacia la idea de que la corrupción tiene efectos negativos en el desempeño económico. Mauro (1995), por su parte, muestra cómo la corrupción persistente puede afectar adversamente los flujos de inversión privada y, por lo tanto, el crecimiento económico.

Bajo este contexto, también determina relaciones estadísticamente significativas entre la corrupción y la reducción de la inversión privada. Mauro (1995), en sus hallazgos, señala que la corrupción produce una merma en la inversión desde dos vías distintas. Por la vía indirecta, fortalece la ineficiencia burocrática y, como resultado de esto, desincentiva la inversión privada. El efecto directo sobre la inversión ocurre cuando los funcionarios públicos, de modo intencional, desvían la inversión privada desde unos sectores a otros, siguiendo un criterio de búsqueda de rentas personales y no de beneficio económico.²

Una segunda área de investigación se centra en el impacto de la corrupción en los niveles de ingresos, su distribución y la eficiencia empresarial. Estudios realizados por (Gupta *et al.*, 2002; Johnson *et al.*, 1999; Kaufmann y Wei, 1999) han tenido un gran impacto y guiado investigaciones posteriores. Gupta *et al.* (2002) descubrieron que la corrupción puede aumentar la desigualdad hasta en 11 puntos según el coeficiente de Gini y afectar

² Estas afirmaciones se realizan considerando un escenario de “crecimiento endógeno”, donde la inversión privada juega un papel importante en el crecimiento económico y su afectación puede, a su vez, reducir el desempeño de la economía en su conjunto. Para ampliar en modelos endógenos, véase Romer (1990). Más allá de este enfoque, los modelos “neoclásicos” de crecimiento también valoran la caída en el crecimiento económico por causas asociadas a la reducción de la inversión (Mauro, 1995).

los ingresos de las personas con menos recursos. Además, Kaufmann y Wei (1999) encontraron que la corrupción beneficia a los grupos más ricos al institucionalizar ventajas para ciertos intereses poderosos a través de datos de encuestas empresariales.

El estudio de Kaufmann y Wei (1999) destaca que las empresas que invierten mucho tiempo en negociaciones con funcionarios públicos para obtener beneficios suelen enfrentar pérdidas significativas de capital. Li *et al.* (2000) contribuyen al campo al examinar la relación entre la corrupción y la desigualdad de ingresos, medida por el coeficiente de Gini. Sus hallazgos sugieren que la corrupción es un factor importante en la desigualdad de ingresos en los países.

La literatura en este ámbito es extensa y abarca diversas dimensiones del desempeño económico, incluidas la distribución del ingreso, la inversión extranjera directa, la deuda pública y más (Anokhin y Schulze, 2009; Borja, 2017; Chong y Gradstein, 2007; por citar algunos). Estos estudios, en general, concluyen que la corrupción tiene un impacto negativo en la economía y aumenta la desigualdad.

Ahmad *et al.* (2012) exploran una relación cuadrática entre corrupción y PIB, sugiriendo que podría existir un “nivel tolerable” de corrupción que no perjudique el crecimiento económico. Dobson y Ramlogan-Dobson (2010) también abordan un *trade-off* entre corrupción y desigualdad, especialmente en el contexto latinoamericano. Saha y Gounder (2013) adoptan un enfoque no lineal y sugieren que la corrupción podría actuar como un catalizador del crecimiento en etapas tempranas del desarrollo, aunque este efecto se revierte con el tiempo.

Recientemente, Albrecht y De la Torre (2021), más acorde con el enfoque de este trabajo, añaden a la evidencia disponible que, en el corto plazo, la corrupción y la inestabilidad política podrían tener efectos positivos en el crecimiento económico latinoamericano, aunque estos efectos son insostenibles a largo plazo. Es así como la corrupción tiene múltiples y complejas implicaciones para el desempeño económico y la desigualdad. En ese sentido, aunque algunos estudios sugieren que ciertos niveles de corrupción podrían ser “tolerables” o incluso beneficiosos en el corto plazo, la visión general es que la corrupción es perjudicial para la economía y contribuye a la desigualdad de ingresos.

4. ESTRATEGIA EMPÍRICA Y PLANTEAMIENTO DEL MODELO: ALGUNAS PRECISIONES

Este estudio revisa el impacto de las instituciones en el desempeño económico, con un enfoque particular en las regiones de América Latina, el Caribe y Sudamérica. A diferencia de investigaciones anteriores, se modela la corrupción en términos cuadráticos, lo que sugiere un efecto de rendimientos decrecientes en economías en desarrollo. Se emplean dos estrategias: la primera considera múltiples variables relacionadas con la capacidad estatal para evaluar el efecto no lineal de la corrupción, y la segunda se basa en el modelo teórico de Acemoglu *et al.* (2011) y de De Vaal y Ebben (2011), pero con adaptaciones de los trabajos de Levitsky y Murillo (2012) y O'Donnell (1994, 1997 y 2004) acerca del modelo de la sustitución constante en términos institucionales que se da en las democracias delegativas estudiadas por el segundo. Este enfoque mixto permite capturar el efecto no lineal de la corrupción, mientras controla factores como la efectividad gubernamental y el crecimiento poblacional, validando la bidireccionalidad entre instituciones y crecimiento económico mediante el uso de técnicas de vectores autorregresivos para datos de panel, donde la bidireccionalidad es apoyada por evidencia de pruebas de causalidad de Granger (Qamruzzaman, 2017; Saadaoui y Chtourou, 2022).

El estudio utiliza la base de datos de Indicadores de Gobernanza del Banco Mundial (s. f. a) y la de Kaufmann *et al.* (2010), abarcando 26 países latinoamericanos de 2002-2021 y considera la heterogeneidad mediante variables ficticias referentes al origen colonial. La estrategia y base seleccionadas ofrecen datos completos y relativamente homogéneos, facilitando un análisis empíricamente corroborable. Se incluyen variables como el PIB per cápita (variable dependiente) y el tamaño de la población como variable de control. En la tabla 1 se hace un resumen de las variables modeladas.

Partiendo de un modelo lineal con rezagos distribuidos de panel:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^n C_{i,t-k} \gamma + X_{it} \beta + v_{it} \quad (1)$$

En donde i expresa la cantidad de individuos y t representa los periodos temporales. Y_{it} hace referencia a la variable de interés en el estudio, γ refiere al vector de coeficientes de interés, α_i representa la heterogeneidad inobservable, $C_{i,t-k}$ refiere al vector de variables de interés k es el número óptimo de rezagos³

³ El número óptimo de rezagos se estimó por medio de la siguiente fórmula: $m(T) = \text{floor}[4(T/100)^{2/9}]$.

y X_{it} refiere al vector de k variables independientes institucionales, β al vector de k coeficientes y v_{it} al error idiosincrático.

Tabla 1. Variables utilizadas en el modelo

<i>Variables independientes</i>	<i>Abreviatura</i>	<i>Definición</i>
Control de la corrupción	Ccorrup	Este indicador, de 1 a 100, mide la capacidad gubernamental para controlar la corrupción, basándose en encuestas a empresarios y ciudadanos, y refleja el uso del poder público para fines privados.
Control de la corrupción (al cuadrado)	ccorup2	Variable ficticia que modela la dinámica de rendimientos decrecientes en la conducta del rendimiento institucional respecto al ingreso.
Rendición de cuentas	Libertad	Indicador que va de 1-100 que mide la calidad de rendición de cuentas y percepción ciudadana sobre participación y libertades en procesos de selección de autoridades.
Estabilidad política	Estpol	Indicador que va de 1-100 que evalúa la estabilidad de partidos y fortaleza democrática, reflejando la percepción de riesgo de desestabilización gubernamental.
Efectividad del gobierno	Efectgob	Indicador que evalúa eficacia gubernamental, calidad de servicios públicos, independencia de presiones políticas y credibilidad del gobierno.
Calidad de la regulación	Calreg	La calidad de la regulación captura la habilidad del gobierno para formular e implementar políticas que incentiven el desarrollo del sector privado.
Imperio de la ley	Impley	Indicador que mide confianza en reglas legales, calidad de cumplimiento de contratos, derechos de propiedad y probabilidad de crimen.
Población	Pob	Este indicador se refiere al número de habitantes por país por año, expresado en millones de personas.
Cultura	Cultura	Variable <i>dummy</i> que refleja el origen colonial del país en cuestión el cual toma valores de 1 a 5 los cuales hacen referencia a: 1= español; 2= francés; 3= portugués; 4= holandés; 5= inglés.

Fuente: base de datos de WGI por Kaufmann *et al.* (2010), base de datos de WDI del Banco Mundial (s. f. a).

Para este estudio, la forma reducida resultante es:

$$\begin{aligned}
 Ln(PIB)_{it} = & \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_1 CO + \sum_{k=1}^n \beta_2 CO_{it}^2 + \beta_3 LE_{it} + \beta_4 EP_{it} + \beta_5 EG_{it} \\
 & + \beta_6 CR_{it} + \beta_7 IL_{it} + \beta_8 Ln(P)_{it} + \delta_1 OC_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

En donde $Ln(PIB)_{it}$ refiere al logaritmo natural del PIB per cápita PPA en dólares, co es el índice de percepción de corrupción del Banco Mundial (s. f. b), CO^2 refiere a los rendimientos de escala (o cuadráticos) de la corrupción.

LE refiere a la libertad de expresión, capacidad de articularse y asociarse políticamente (*voice and accountability*), *EP* a la estabilidad política, *EG* a la efectividad del gobierno, *CR* a la calidad regulativa, *IL* al imperio de la ley, *P* a la población, δOC a un vector de variables dummies que reflejan al origen colonial o los países y ε_{it} al error compuesto ($\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$). Para la estimación del modelo se utilizaron estimaciones de la varianza como la de Beck y Katz (1995) y la de Driscoll y Kraay (1998), que corrigen el modelo ante la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación⁴ y correlación contemporánea, dado los diagnósticos realizados a los modelos.

$$\Delta Y_{it}^* = \sum_{i=1}^k \Delta Y_{i,t-k}^* \phi + \Delta X_{it}^* \beta + e_{it}^*$$

En donde * representa el número de k ecuaciones del panel autorregresivo, $\Delta Y_{it}^* = (Y1_{it}, Y2_{it}, \dots, Yk_{it})$ el conjunto de vectores de k ecuaciones de las variables del sistema (y el vector con $t - k$ se refiere a dicha variable rezagada en k periodos), $\Delta X_{it}^* \beta = (X1'_{it} \beta, X2'_{it} \beta, \dots, Xk'_{it} \beta)$ es el vector de variables independientes dentro de cada una de las ecuaciones de forma reducida del sistema, y $e_{it}^* = (e1_{it}, e2_{it}, \dots, ek_{it})$ es el vector con los términos del error del sistema de ecuaciones. Para lidiar con el sesgo de paneles dinámicos se utiliza la estimación de métodos generalizados de momentos (GMM), utilizando como instrumentos rezagos de las variables dependientes. Para remover efectos específicos del panel se utilizó primeras diferencias.

5. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

En la tabla 2 se observa la correlación pareada entre las variables del modelo. Todas las medidas de capacidad estatal, desde el control de la corrupción (CO) hasta la calidad regulativa (CR) muestran una relación positiva muy fuerte con la variable dependiente. Sólo la variable del logaritmo de la población total

⁴ Los modelos con paneles con errores estándares corregidos no corrigen por autocorrelación serial. Para ello, se utiliza la transformación de Prais y Winsten (1954) con un componente autorregresivo de tipo AR(1). Esta especificación tiene el doble propósito de corregir problemas estadísticos y modelar la dependencia del pasado institucional para las economías latinoamericanas.

Tabla 2. Matriz de correlación

	$\ln(PIB)$	CO	EG	LI	IP	$\ln(P)$	EP	CR
$\ln(PIB)$	1.0	0.645***	0.748***	0.717***	0.73***	-0.133**	0.575***	0.613***
CO	0.645***	1.0	0.867***	0.899***	0.892***	-0.372***	0.776***	0.72***
EG	0.748***	0.867***	1.0	0.872***	0.874***	-0.289***	0.707***	0.78***
LI	0.717***	0.899***	0.872***	1.0	0.891***	-0.383***	0.825***	0.715***
IP	0.73***	0.892***	0.874***	0.891***	1.0	-0.354***	0.784***	0.799***
$\ln(P)$	-0.133**	-0.372***	-0.289***	-0.383***	-0.354***	1.0	-0.563***	-0.0718
EP	0.575***	0.776***	0.707***	0.825***	0.784***	-0.563***	1.0	0.536***
CR	0.613***	0.72***	0.78***	0.715***	0.799***	-0.0718	0.536***	1.0

Notas: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

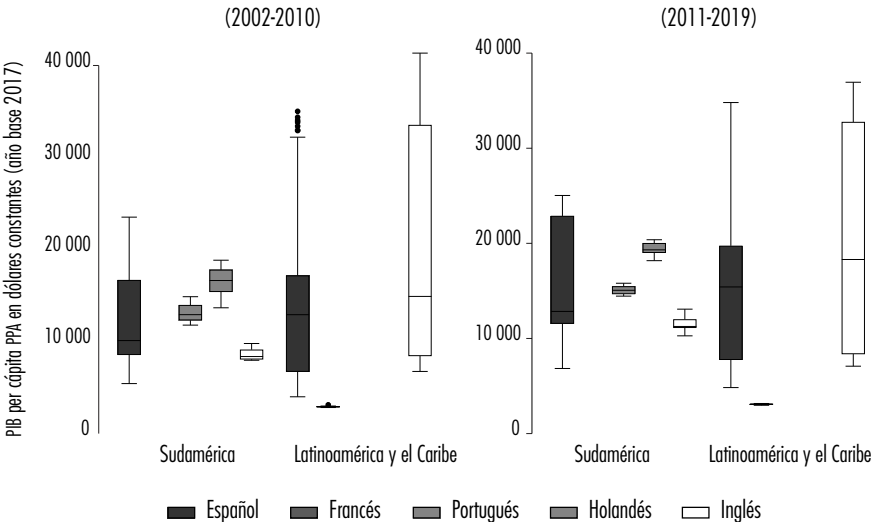
Fuente: elaboración propia.

(Ln(P)) muestra una relación más débil pero negativa. A su vez, ésta muestra una relación negativa, aunque de menor intensidad con los indicadores de gobernanza salvo el de calidad regulativa, para el cual no existe una asociación fuerte ni estadísticamente significativa.

En la figura 1 se muestra un diagrama de caja del PIB per cápita por región y origen colonial de los países. Aunque existen diferencias en el nivel medio entre países de origen colonial español en la región Sudamérica (SA) y Latinoamérica y el Caribe (LAYC), se observa que en el límite inferior del primer cuartil existen más países en LAYC por debajo de US\$10 mil per cápita que en SA. Por otro parte, los países de origen colonial inglés latinoamericanos son diversos en cuanto al nivel de rentas (es decir, hay mucha variabilidad en tanto a sus niveles de renta per cápita), muestran mayor crecimiento en dicha región en términos de la mediana, mientras que los países de origen holandés en el caso sudamericano muestran niveles medios de renta per cápita y con mucho menor variación que países de origen colonial español en SA.

En la figura 2 se observa la población total desagregada por origen colonial y región. Los países de origen colonial español en Sudamérica poseen una población media de 10 millones, aunque el bigote del tercer cuartil se extiende hasta los 50 millones en el periodo 2011-2019 de los cuales ronda Colombia, Argentina y Perú. En el caso de los países de origen español el rango del primer

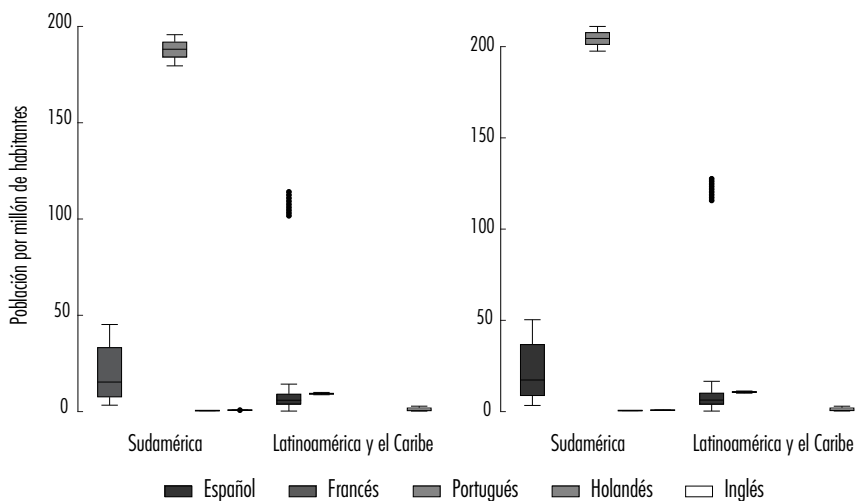
Figura 1. Crecimiento económico por región y origen colonial, 2002-2019



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a y s. f. b).

al tercer cuartil es mucho menor al de Sudamérica, pero existen datos atípicos que rondan por encima de los 120 millones de habitantes al 2019 (el caso de México). Esto indica que existe mucha heterogeneidad entre países a nivel de población total.

Figura 2. Diagrama de cajas, población por millón de habitantes por región y origen colonial
(2002-2010) (2011-2019)



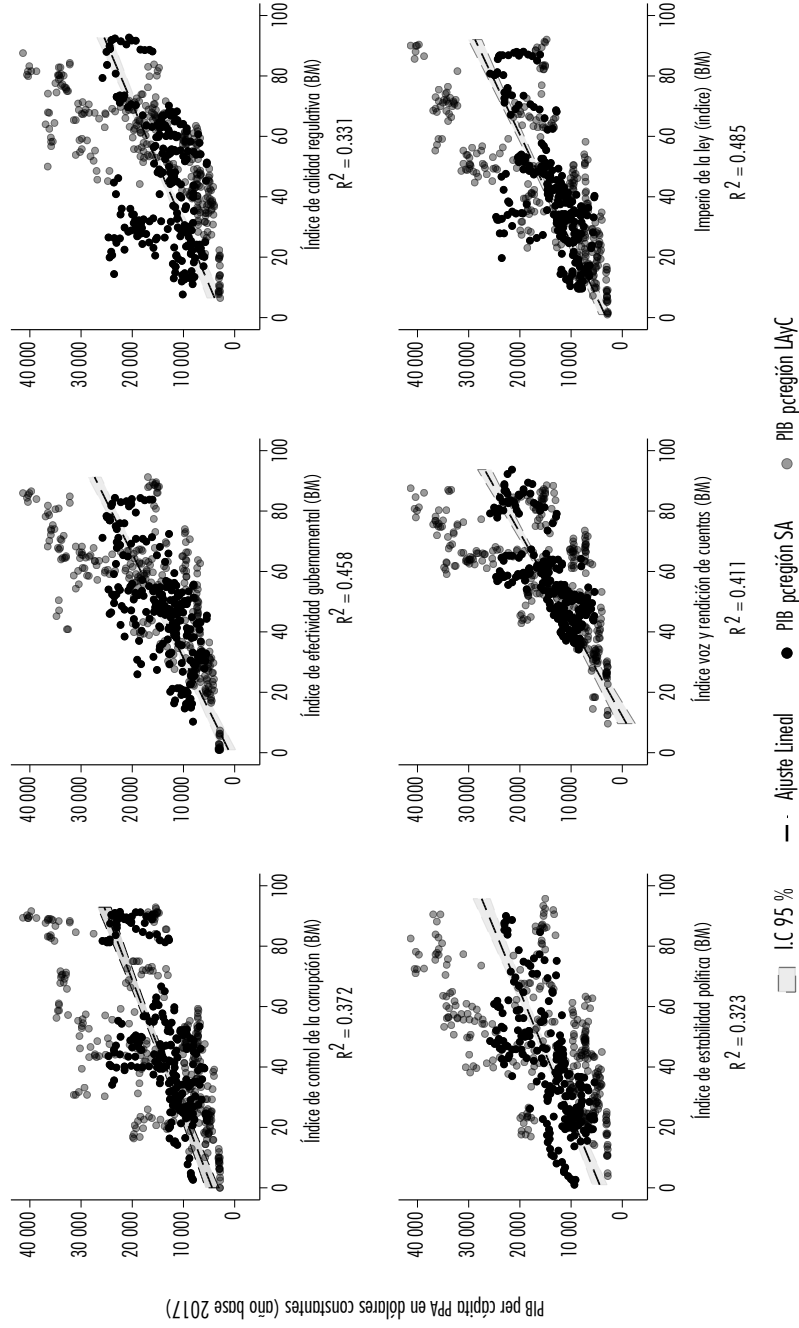
Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a y s. f. b).

Indicadores institucionales

En la figura 3, se observan varias tendencias significativas que vinculan las variables institucionales con el ingreso per cápita. De manera general, todas las variables estudiadas muestran una correlación positiva con el ingreso per cápita, aunque varían en fuerza y ajuste regional.

Por ejemplo, la efectividad gubernamental tiene un ajuste relativamente alto en LAYC con un R^2 de 0.4842, en comparación con un R^2 de 0.4235 en Sudamérica. La estabilidad política también muestra diferencias regionales: un punto de incremento en la escala está asociado con un aumento del ingreso per cápita de US\$181.05 en Sudamérica y de US\$291.16 en LAYC, aunque con un R^2 menor en esta última región. La efectividad judicial (imperio de la ley) presenta una variabilidad notoria entre las dos regiones; un aumento de

Figura 3. Diagrama de dispersión del ingreso per cápita e indicadores institucionales, 2002-2021



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a y s. f. b).

un punto en el índice se asocia con un incremento de US\$335 en LAYC, frente a US\$178.69 en Sudamérica.

Finalmente, aunque las instituciones participativas generalmente predicen mejor los ingresos per cápita en el rango de US\$10 a US\$20 mil en Latinoamérica, la correlación es más fuerte en ciertos tramos de la escala de participación institucional.

Pruebas de raíz unitaria

Para la especificación del modelo VAR se hicieron pruebas de raíz unitaria de (Hadri, 2000; Levin *et al.*, 2002; Pesaran, 2007)⁵ en donde se pusieron a prueba las variables en nivel y en primeras diferencias y las variables en primera diferencia resultan ser estacionarias.⁶

Resultados de los modelos de regresión

En la tabla 3 se encuentra los resultados de las estimaciones propuestas, presentándose varios métodos de aproximación, que van desde efectos fijos con errores estándares robustos con presencia de autocorrelación y heterocedasticidad, hasta corregidos por correlación contemporánea (estimaciones de Driscoll y Kraay (1998) y modelos de panel PCSE de Beck y Katz (1995)). Los rezagos del índice de control de la corrupción se muestran algunos con significancia, pero todos en general con signos esperados en todas las especificaciones. La calidad regulativa es una variable estadísticamente significativa y con signos esperados en casi todas las especificaciones al igual que la efectividad del gobierno. En cambio, la voz y rendición de cuentas no muestra significancia salvo en una de las regresiones propuestas (panel de errores estándares corregidos sin efectos fijos (5)), mientras que el imperio de la ley muestra significancia en casi todas las iteraciones de modelos representados en la tabla 3.

⁵ Para la prueba de Levin, Liu y Chu (LLC) y la prueba CIPS* (Augmented Cross Sectional Independent Panel Stationary test) de Pesaran se utilizaron dos rezagos para las pruebas de ruido blanco. Para la prueba LLC fue para modelos sin intercepto y sin constante mientras que para CIPS* se asumió una tendencia lineal.

⁶ Véanse anexos.

Tabla 3. Resultados de las regresiones de datos panel

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>EF</i>	<i>EFD&K</i>	<i>EA</i>	<i>EAD&K</i>	<i>PCSE</i>	<i>PCSEFE</i>
CO	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)
CO _{i,t+1}	-0.003* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.003* (0.001)
CO _{i,t+2}	-0.003 (0.002)	-0.003* (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.003* (0.001)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.001)
CO ²	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
CO ² _{i,t+1}	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)
CO ² _{i,t+2}	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000* (0.000)
CR	0.005* (0.002)	0.005*** (0.001)	0.005* (0.002)	0.005** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
EG	0.003 (0.002)	0.003*** (0.000)	0.003 (0.002)	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001* (0.001)
LI	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.003* (0.001)	-0.000 (0.001)
EP	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
IP	0.002 (0.001)	0.002** (0.001)	0.002 (0.001)	0.002** (0.001)	0.003** (0.001)	0.001* (0.001)
Ln(P)	0.039 (0.396)	0.039 (0.140)	0.045 (0.075)	0.045 (0.079)	0.032*** (0.009)	-0.036 (0.178)
N	468	468	468	468	468	468
Países	26	26	26	26	26	26
Países EF	Si	Si	No	No	No	Si

Tabla 3. Resultados de las regresiones de datos panel (*continuación*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EF	EFD&K	EA	EAD&K	PCSE	PCSEFE
σ^2_l	Robusto	Drisc/Kraay	Robusto	Drisc/Kraay	PCSE	PCSE
EF temporales	Si	Si	Si	Si	Si	Si
R ² (Within)	0.591	0.591	0.590	0.590	0.452	0.553
RMSE	0.0814	0.0814	0.0846	0.0846	0.0668	0.0440

Notas: errores estándares entre paréntesis. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$. Los modelos de efectos aleatorios incluyen variables *dummies* por origen colonial, no fueron incluidas en la tabla.

Fuente: elaboración propia.

Las pruebas de Hausman robusta y de Mundlak arrojan que existe diferencia sistemática entre los coeficientes de efectos fijos y aleatorios. Aunque parten de estimaciones distintas, cabe destacar que el modelo que mejor minimiza el error cuadrático medio es el modelo de efectos fijos con panel de errores estándares corregidos, debido a que corrige la autocorrelación por medio de aplicar la transformación de Prais-Winsten a la estimación en comento. Las pruebas posteriores a la estimación indican que el modelo ha corregido la correlación contemporánea al aplicar el estadístico CD de Pesaran.⁷

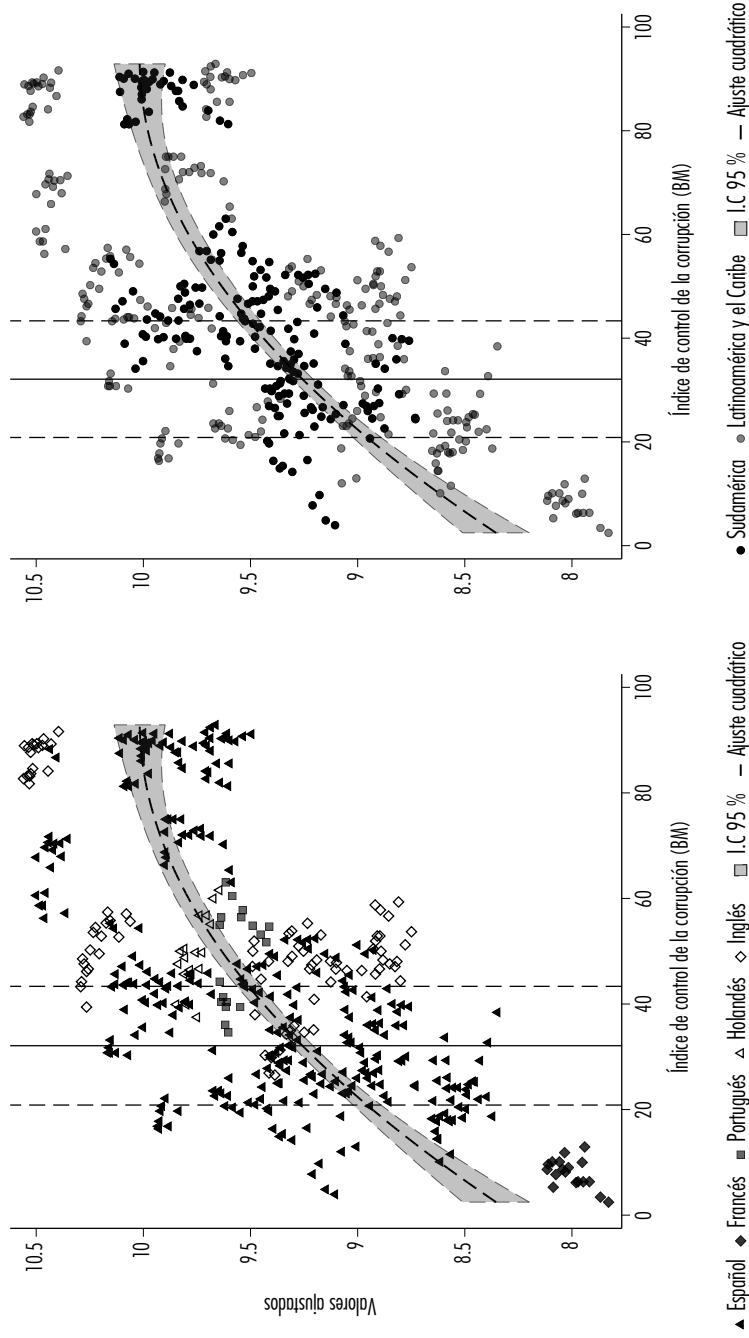
Partiendo del hecho de que el modelo (6) es el que minimiza la varianza se optó por probar los coeficientes para observar la relación cuadrática señalada en este trabajo. Debido a que el modelo decide observar el efecto acumulativo temporal, se parte de la siguiente ecuación para probar la hipótesis de que la relación entre crecimiento y corrupción es:

$$COY_{tp} = \frac{\sum_{i=0}^k COY_{i,t-k}}{\sum_{i=0}^k 2 * CO^2Y_{i,t-k}}, k = 2$$

Donde COY_{tp} es el efecto no lineal acumulado de la corrupción en el crecimiento económico. La prueba de hipótesis arroja que existe una relación cuadrática en los coeficientes. A partir de 32.10 puntos en la escala de control de corrupción, en promedio, se empiezan a observar rendimientos decrecientes de escala del control de la corrupción.

⁷ Se aplicó una versión ponderada con pesos de Rademacher debido a los problemas de parámetros incidentales que sufre la prueba de Pesaran comentado en la literatura (Juodis y Reese, 2022).

Figura 4. Predicciones del modelo e índice de control de la corrupción por origen colonial y región, 2002-2021



Fuente: elaboración propia con los resultados del modelo de efectos fijos con paneles de errores estándares corregidos. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza y la línea no punteada es el estimado puntual del test de hipótesis de relación cuadrática.

Tabla 4. Resultados de la prueba de hipótesis

$\ln(P/B)_{it}$	Coef.	Std. err.	z	$P > z$	[95% conf. interval]
COY_{it}	-32.0984	5.737847	-5.59	0.000	-43.3444 -20.8525

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a y s. f. b).

En la figura 4 se observa los resultados del modelo en un gráfico de dispersión con respecto del índice de control de corrupción según el origen colonial. Los países de la muestra con origen colonial español muestran la tendencia esperada y los de origen inglés por igual, aunque con una mayor dispersión. A su vez se observa los resultados del modelo condicionando por regiones, ambas regiones (Sudamérica y LAYC) siguen la tasa de sacrificio.

Verificación de robustez

La estrategia empírica de la sección anterior puede adolecer de un problema citado en la sección de la estrategia empírica y es la relación endógena y bidireccional entre crecimiento e instituciones, especialmente entre crecimiento y corrupción. North (1990) habla de que incluso en contextos de poca regulación económica, la corrupción puede incidir en la asignación de recursos (financieros, dotaciones de factores, incluyendo capital humano) y esto puede reflejarse en el crecimiento futuro. En la estrategia previa se incluyeron variables que reflejan dimensiones de la capacidad estatal para intentar obtener la mejor estimación posible con un modelo de una ecuación.

Para verificar la consistencia se planteó un escenario en donde la relación entre capacidad estatal, crecimiento, y corrupción es, además, de no lineal, endógena. Para ello se especificó un modelo de vectores autorregresivos de datos de panel. Igualmente, que en la sección anterior existe una relación cuadrática entre corrupción y crecimiento, además de que la prueba de Granger existe una relación bidireccional entre crecimiento y corrupción.⁸

La prueba de restricciones sobre identificadas de Hansen indica que los instrumentos utilizados (cuatro rezagos de las variables endógenas) permiten resolver la endogeneidad y los problemas asociados al sesgo de paneles dinámicos evidenciado por Nickell (1981). Las pruebas para determinar el número de rezagos óptimos para el Vector Autorregresivo arrojaron que un rezago es el nivel de rezagos óptimos para especificar el modelo, con base en criterios de

⁸ Véanse anexos.

información, incorporando así la dependencia del camino institucional en el proceso generador de datos.

Las pruebas de hipótesis de los coeficientes $CO_{i,t-1}$ y $CO^2_{i,t-1}$ arroja que existe una relación cuadrática entre el crecimiento y el producto. A partir de 47.12 puntos de 100 en la escala de crecimiento [39.26-54.97] el crecimiento del ingreso per cápita empieza a disminuir.

En la figura 6 se observa que a pesar de la heterogeneidad por región y por origen colonial (en tanto que hay especificidades en las sendas de desarrollo económico de cada uno de los países). La “tasa de sacrificio” es más evidente en países con pasado colonial español y en aquellos en la región de América Latina y el Caribe.

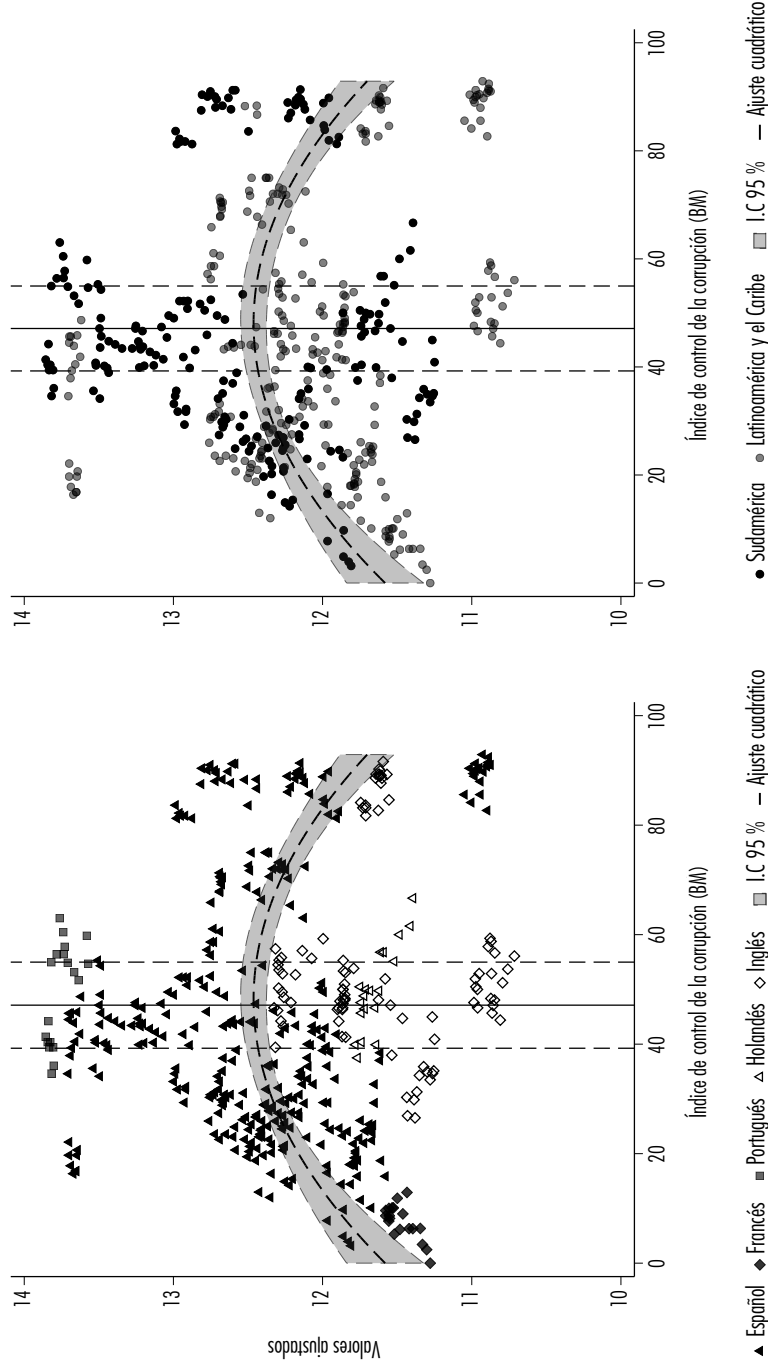
Tabla 5. Resultados del VAR de datos de panel

	(1) $Ln(PIB)$	CO	CO^2	EG	$Ln(P)$
$Ln(PIB)_{i,t-1}$	0.65*** (0.16)	-28.02* (11.40)	-2248.84* (976.41)	25.89*** (7.86)	0.01** (0.00)
$CO_{i,t-1}$	0.02*** (0.00)	-1.01*** (0.26)	-92.13*** (25.23)	0.71*** (0.19)	-0.00*** (0.00)
$CO^2_{i,t-1}$	-0.00** (0.00)	0.01** (0.00)	0.88** (0.30)	-0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)
$EG_{i,t-1}$	-0.00** (0.00)	0.15*** (0.04)	13.29** (4.37)	-0.09* (0.04)	0.00 (0.00)
$Ln(P)_{i,t-1}$	0.38 (0.47)	30.71 (17.47)	4260.33* (2101.31)	23.62 (24.39)	0.98*** (0.01)
N	468				
País	26.00				
Prueba de Hansen	85.63				
p-valor	0.19				
σ^2	Robusto				

Notas: errores estándares entre paréntesis. Se utilizaron cuatro rezagos como instrumentos y la heterogeneidad no observable se eliminó mediante transformación por primeras diferencias. Se utilizó métodos generalizado de momentos para lidiar con el sesgo de paneles dinámicos. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Fuente: elaborado con datos del Banco Mundial (s. f. a y s. f. b).

Figura 5. Predicciones del modelo VAR de panel del crecimiento económico e índice de control de la corrupción por región y origen colonial, 2002-2021



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a y s. f. b).

6. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Este trabajo tuvo la finalidad de estimar si existe una tasa de sacrificio o un *trade-off* entre crecimiento y corrupción, especialmente en contextos de países con deriva institucional, instituciones volátiles y una institucionalización de la desconfianza debido a la falta de mecanismos de rendición de cuentas en varias dimensiones (societal vertical y horizontal). La investigación es consistente con los trabajos de Aparicio *et al.* (2016), Méon y Weill (2010), Albrecht y De la Torre (2021), así como una corroboración empírica del modelo teórico de De Vaal y Ebben (2011) y el de Acemoglu *et al.* (2011), en lo que respecta a países con poco desarrollo económico y problemas de diseño institucional, que entorpecen el desempeño económico en presencia de instituciones débiles o, en sentido de O'Donnell, prácticas dolosas que se encuentran institucionalizadas.

Este fenómeno se debe, en virtud de los resultados de este trabajo, a que en países con menor PIB per cápita, la elasticidad-ingreso respecto del control de la corrupción resulta mayor antes de llegar a un puntaje de 32 puntos de 100, escenario a partir del cual se empiezan a observar rendimientos decrecientes. Dicho de otro modo, los 32 puntos del indicador de control de la corrupción resultan el punto de quiebre donde ocurre lo que se denominó “tasa de sacrificio”, y corrigiendo posible endogeneidad y sesgo de paneles dinámicos la tasa de sacrificio se coloca en 47 puntos de 100. Este indicativo ilustra que las ganancias en materia de transparencia y mitigación de la corrupción política y administrativa, aunque generan dinámicas iniciales de crecimiento económico en el corto plazo al liberar la economía de ciertas normas (tanto formales como informales) que entorpecen la actividad empresarial, a la larga estas mejoras en transparencia no se sostienen en el largo plazo debido a que están condicionadas por el marco institucional, que tiende a encontrarse enquistado por el fenómeno de la corrupción y se manifiesta en etapas maduras del proceso.

En lo que respecta a la cuestión política e institucional, existe cierto consenso en la literatura económica, política y de gestión pública, de que las condiciones institucionales (entendidas como normas, prácticas, valores y culturas) pueden entorpecer o acelerar los procesos de crecimiento del PIB y, en consecuencia, del desarrollo económico. Sin embargo, en muchos casos, esta dinámica se ha estudiado de manera lineal, desde un enfoque estrictamente economicista, dejando de lado las dinámicas institucionales que pueden modificar la trayectoria del crecimiento del PIB per cápita en los países. Esta es una cuestión especial para los países de América Latina, muchos de los cuales, a lo largo de buena parte del siglo XIX, exhibieron indicadores económicos si-

milares o superiores a sus pares del mundo desarrollado, especialmente Europa y Asia. Una explicación meritoria, según los resultados de esta investigación, es la debilidad de las instituciones, que a la larga acaba institucionalizando prácticas que pueden permitir el crecimiento económico de corto plazo, pero limitan el fortalecimiento de las democracias y las reglas formales que caracterizan a economías desarrolladas que mantienen una senda de desarrollo en el largo plazo.

Lo anterior es congruente con la idea de Levitsky y Murillo (2012), respecto que en Latinoamérica las instituciones carecen de capacidad de hacer cumplir las normas del diseño debido a su volatilidad en el tiempo. Esto indica que aún mejoras en la rendición de cuentas y las instituciones, como muestra O'Donnell (1994, 1997 y 2004), pueden no ser suficientes por varias razones: la rendición de cuentas horizontal (que por lo general son los contrapesos, la separación y autonomía de los poderes del Estado) pueden ser muy reactivos ante casos de corrupción, por lo que sin mejoras en la institucionalidad en otras dimensiones como calidad regulativa, rendición de cuentas y participación política, seguridad jurídica y efectividad gubernamental, no es posible una correcta transición hacia democracias institucionalizadas.

7. CONCLUSIONES Y CONSIDERACIONES FINALES

Este trabajo evalúa si existe una tasa de sacrificio en las mejoras en transparencia en el Estado para combatir la corrupción (es decir, mejoras en la rendición de cuentas horizontal) y el crecimiento económico, medido por el ingreso per cápita de los países durante el periodo 2002-2021. A pesar de que la heterogeneidad entre países y las limitaciones de un modelo de una ecuación, se observa una especie de *trade-off* entre crecimiento y corrupción, aun ajustando por indicadores que captan la capacidad del Estado (*State Capacity*). Esto añade un aporte empírico a las discusiones sobre la historia institucional de la región de Latinoamérica y aporta evidencia indirecta sobre el modelo de reemplazo constante institucional como una posible explicación de la particular situación de la región en materia de desarrollo económico y social.

Esto significa que, de no reducir la volatilidad institucional, es decir, de eliminar el mimetismo institucional, de adoptar reformas desde lo estatal que tengan como punto de partida los discursos y las normas sociales informales, las mejoras en el contexto formal para transparentar la administración pública sólo aportan crecimiento económico hasta un punto en países como estos, con

pasado colonial y una deriva institucional en términos general extractivista y poco inclusiva (con excepciones de algunos países).

Ahora bien, el aporte empírico no está exento de limitaciones. Los indicadores de gobernanza del Banco Mundial (s. f. b) miden percepciones de la gente acerca de las dimensiones de gobernanza y gobernabilidad que intentan operativizar estos indicadores. Entonces, el resultado termina siendo consistente con otras investigaciones que utilizan indicadores institucionales con similar consistencia. La investigación abre la posibilidad de poder indagar en los mecanismos específicos que hacen posible este fenómeno observado en la presente investigación.

ANEXOS

Tabla A1. Prueba de Hadri de raíz unitaria

	<i>Prueba statistic z</i>
Ln(PIB)	40.635**
CO	25.027**
CO ²	26.247**
EG	26.441**
Ln(P)	51.277**
Δ Ln(PIB)	6.688**
Δ CO	-1.614
Δ CO ²	-1.993
Δ EG	-1.407
Δ Ln(P)	27.647**

Nota: Ho = todos los paneles son estacionarios. Las variables con la letra delta (Δ) representan las variables en primera diferencia.

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

Tabla A2. Prueba de Levin, Lin y Chu

	<i>Estadístico tδ no ajustado</i>	<i>Estadístico tδ * ajustado</i>
Ln(PIB)	-4.931	-1.115
CO	-7.738	-2.410**
CO ²	-8.541	-3.500**
EG	-5.773	-0.309
Ln(P)	-3.788	-2.112**
Δ Ln(PIB)	-8.898	2.359
Δ CO	-15.668	-3.394**
Δ CO ²	-15.502	-3.158**
Δ EG	-14.400	-1.212
Δ Ln(P)	-5.780	-0.905

Nota: Ho = los paneles contienen raíces unitarias. Las variables con la letra delta (Δ) representan las variables en primera diferencia. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

Tabla A3. Prueba CIPS* de Pesaran

	<i>Prueba CIPS*</i>
Ln(PIB)	-1.646006
CO	-2.839558***
CO ²	-2.83127***
EG	-3.151789***
Ln(P)	-1.961643
Δ Ln(PIB)	-3.339454***
Δ CO	-4.420201***
Δ CO ²	-4.607989***
Δ EG	-4.341947***
Δ Ln(P)	-2.95677***

Nota: Ho = los paneles contienen raíces unitarias. Las variables con la letra delta (Δ) representan las variables en primera diferencia. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

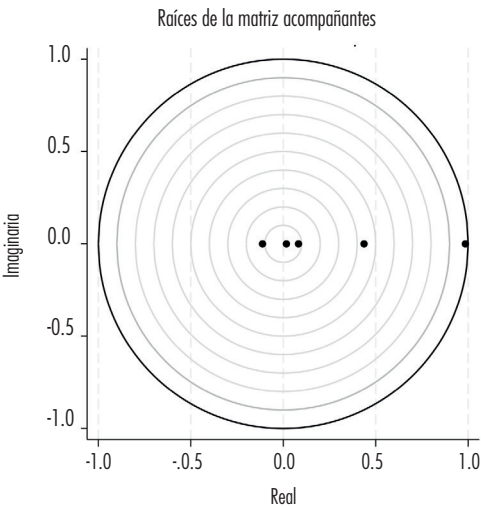
Tabla A4. Tabla de elección de rezagos óptimos del VAR y prueba de sobre identificación para GMM

	<i>CD</i>	<i>J</i>	<i>J pvalue</i>	<i>MBIC</i>	<i>MAIC</i>	<i>MQIC</i>
1	1	95.59084	.0546398	-361.2574	-54.40916	-175.4386
2	1	52.14031	.3906801	-252.4252	-47.85969	-128.546

Nota: se utilizaron cuatro rezagos de las variables del modelo como instrumentos.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

Figura A1. Matriz acompañante del Vector Autorregresivo



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

Tabla A5. Prueba de causalidad de Granger

	<i>chi2</i>	<i>df</i>	<i>Prob > chi2</i>
#1 Ln(PIB)			
CO	11.06865	1	.000878
CO ²	8.727301	1	.0031348
EG	10.16664	1	.00143
Ln(P)	.6776001	1	.4104143
Todas	14.60232	4	.0056012

Continúa

Tabla A5. Prueba de causalidad de Granger (*continuación*)

	<i>chi2</i>	<i>df</i>	<i>Prob > chi2</i>
#2 CO			
Ln(PIB)	6.037099	1	.0140083
CO ²	10.26848	1	.0013532
EG	13.77976	1	.0002055
Ln(P)	3.089766	1	.0787861
Todas	24.9703	4	.000051
#3 CO ²			
Ln(PIB)	5.304628	1	.0212688
CO	13.33803	1	.0002601
EG	9.246327	1	.0023597
Ln(P)	4.110608	1	.042615
Todas	28.96644	4	7.94e-06
#3 EG			
Ln(PIB)	10.84902	1	.0009885
CO	14.80838	1	.000119
CO ²	11.45302	1	.0007138
Ln(P)	.9373779	1	.3329531
Todas	19.15167	4	.0007338
#4 Ln(P)			
Ln(PIB)	6.712251	1	.0095753
CO	13.04564	1	.000304
CO ²	15.46001	1	.0000843
EG	.1621086	1	.6872226
Todas	14.78546	3	.0020095

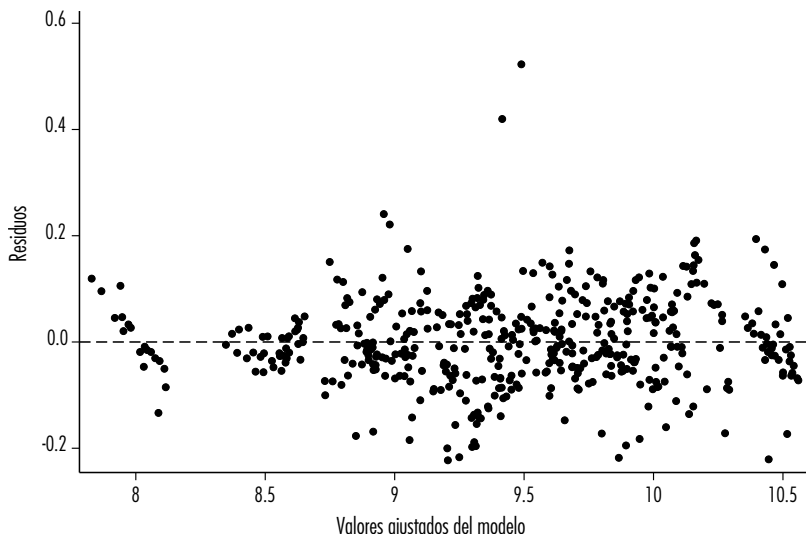
Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

Tabla A6. Prueba de no linealidad para panel VAR

<i>Ln(pib)_{it}</i>	<i>Coef.</i>	<i>Std. err.</i>	<i>z</i>	<i>P>z</i>	<i>[95 %</i>	<i>conf. interval]</i>
CO _γ lp	-47.117	4.0112	-11.746	0.0000	-54.979	-39.256

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

Figura A2. Diagrama de dispersión de los residuos y las predicciones del modelo de panel de errores estándares corregidos



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial (s. f. a. y s. f. b).

BIBLIOGRAFÍA

- Acemoglu, D. y Verdier, T. (2000). The choice between market failures and corruption. *American Economic Review*, 90(1). <https://doi.org/10.1257/aer.90.1.194>
- _____, y Robinson, J. A. (2015). The rise and decline of general laws of capitalism. *Journal of Economic Perspectives*, 29(1). <https://doi.org/10.1257/jep.29.1.3>
- _____, Johnson, S. y Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5). <https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>
- _____, Ticchi, D. y Vindigni, A. (2011). Emergence and persistence of inefficient states. *Journal of the European Economic Association*, 9(2). <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2010.01008.x>
- _____, Egorov, G. y Sonin, K. (2021). Institutional change and institutional persistence. En *The Handbook of Historical Economics* (pp. 365-389). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-815874-6.00021-6>

- Ahmad, E., Ullah, M. A. y Arfeen, M. I. (2012). Does corruption affect economic growth? *Latin American Journal of Economics*, 49(2). <https://doi.org/10.7764/LAJE.49.2.277>
- Albrecht, J. y De La Torre, D. (2021). Efectos heterogéneos de la corrupción y la inestabilidad política sobre el crecimiento económico: un estudio para América Latina. *Universidad de Piura - Campus Lima*. https://www.academia.edu/download/69489956/TIE1_corregido.pdf
- Anokhin, S. y Schulze, W. S. (2009). Entrepreneurship, innovation, and corruption. *Journal of Business Venturing*, 24(5). <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2008.06.001>
- Aparicio, S., Urbano, D. y Audretsch, D. (2016). Institutional factors, opportunity entrepreneurship and economic growth: Panel data evidence. *Technological Forecasting and Social Change*, 102. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2015.04.006>
- Banco Mundial (s. f. a). *Data Bank: World Development Indicator*.
- Banco Mundial (s. f. b). *Data Bank: Worldwide Governance Indicators*.
- Bayley, D. H. (1966). The effects of corruption in a developing nation. *Western Political Quarterly*, 19(4). <https://doi.org/10.2307/445147>
- Beck, N. y Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review*, 89(3). <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Borja, K. (2017). Corruption indicators, foreign capital, and economic growth in developing countries. *The Journal of Developing Areas*, 51(4). <https://www.jstor.org/stable/26416964>
- Chong, A. y Gradstein, M. (2007). Inequality and institutions. *The Review of Economics and Statistics*, 89(3). <https://doi.org/10.1162/rest.89.3.454>
- De Vaal, A. y Ebben, W. (2011). Institutions and the relation between corruption and economic growth. *Review of Development Economics*, 15(1). <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2010.00596.x>
- Dobson, S. y Ramlogan-Dobson, C. (2010). Is there a trade-off between income inequality and corruption? Evidence from Latin America. *Economics letters*, 107(2). <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.12.038>
- Driscoll, J. C. y Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4). <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Dryzek, J. S. (1996). The informal logic of institutional design. *The Theory of Institutional Design*. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511558320.005>
- Fukuyama, F. (2014). State-building. En *State-building*. Cornell University Press.

- Gaebler, T. y Osborne, D. (1992). *Reinventing Government*. Plume, NY.
- Gerring, J. y Thacker, S. C. (2004). Political institutions and corruption: The role of unitarism and parliamentarism. *British Journal of Political Science*, 34(2). <https://doi.org/10.1017/S0007123404000067>
- Godinez, J. R. y Liu, L. (2015). Corruption distance and FDI flows into Latin America. *International Business Review*, 24(1). <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2014.05.006>
- Gómez, L. E. M. (2022). Turismo, vaivenes y desigualdad: cómo repercuten las instituciones participativas y de transparencia en la actividad turística y su incidencia en la desigualdad en Latinoamérica (2002-2019). *Ciencia, Economía y Negocios*, 6(1). <https://doi.org/10.22206/ceyn.2022.v6i1.pp57-84>
- Grassi, D. y Memoli, V. (2016). Political determinants of state capacity in Latin America. *World Development*, 88. <https://doi.org/10.1016/j.world-dev.2016.07.010>
- Gupta, S., Davoodi, H. y Alonso-Terme, R. (2002). Does corruption affect income inequality and poverty? *Economics of Governance*, 3(1). <https://doi.org/10.1007/s101010100039>
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2). <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Johnson, S., Kaufmann, D. y Zoido-Lobaton, P. (1999). *Corruption, public finances and the unofficial economy*, 2169. World Bank Publications. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2169>
- Juodis, A. y Reese, S. (2022). The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 40(3). <https://doi.org/10.1080/07350015.2021.1906687>
- Kang, Y. y Lee, D. (2018). Delegative democratic attitudes: Theory and evidence from the Asian barometer survey. *International Political Science Review*, 39(4). <https://doi.org/10.1177/0192512117702755>
- Kaufmann, D. y Wei, S.-J. (1999). *Does “grease money” speed up the wheels of commerce?* National Bureau of Economic Research. Cambridge. <https://doi.org/10.3386/w7093>
- _____, Kraay, A. y Mastruzzi, M. (2010). Response to “What do the world-wide governance indicators measure?”. *The European Journal of Development Research*, 22(1). <https://doi.org/10.1057/ejdr.2009.49>
- Leff, N. H. (1964). Economic development through bureaucratic corruption. *American Behavioral Scientist*, 8(3). <https://doi.org/10.1177/000276426400800303>

- Levin, A., Lin, C.-F. y James Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1). [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Levitsky, S. y Murillo, M. V. (2012). Construyendo instituciones sobre cimientos débiles: lecciones desde América Latina. *Politai*, 3(5). <https://revistas.pucp.edu.pe/index.php/politai/article/view/14124>
- Li, H., Xu, L. C. y Zou, H. (2000). Corruption, income distribution, and growth. *Economics & Politics*, 12(2). <https://doi.org/10.1111/1468-0343.00073>
- Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3). <https://doi.org/10.2307/2946696>
- Méon, P.-G. y Weill, L. (2010). Is corruption an efficient grease? *World Development*, 38(3). <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.06.004>
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(6). <https://doi.org/10.2307/1911408>
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- O'Donnell, G. A. (1994). Delegative democracy. *Journal of Democracy*, 5(1). <https://heinonline.org/HOL/LandingPage?handle=hein.journals/jnlodmcy5&div=8&id=&page=>
- _____ (1997). Rendición de cuentas horizontal y nuevas poliarquías. *Nueva Sociedad*, 152. https://static.nuso.org/media/articles/downloads/2645_1.pdf
- _____ (2001). Accountability horizontal. La institucionalización legal de la desconfianza política. *Isonomía*, 14. <https://www.isonomia.itam.mx/index.php/revista-cientifica/article/view/526>
- _____ (2004). Accountability horizontal: la institucionalización legal de la desconfianza política. *Revista Española de Ciencia Política*, 11. <https://recyt.fecyt.es/index.php/recp/article/view/37355>
- _____ (2010). Revisando la democracia delegativa. *Casa del Tiempo*, 31. https://www.uam.mx/difusion/casadeltiempo/31_iv_may_2010/casa_del_tiempo_eIV_num31_02_08.pdf
- Ostrom, E. (2000). El gobierno de los bienes comunes. *La evolución de las instituciones de acción colectiva*. Fondo de Cultura Económica.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2). <https://doi.org/10.1002/jae.951>

- Prais, S. J. y Winsten, C. B. (1954). *Trend estimators and serial correlation*. Cowles Commission discussion paper Chicago. <https://cowles.yale.edu/sites/default/files/2023-05/s-0383.pdf>
- Przeworski, A. (1988). Democracy as a contingent outcome of conflicts. *Constitutionalism and democracy*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139173629.003>
- Qamruzzaman, M. (2017). Innovation and economic growth: evidence from financial institutional innovation. *Journal on Innovation and Sustainability*. *RISUS ISSN 2179-3565*, 8(2). <https://doi.org/10.24212/2179-3565.2017v8i2p126-141>
- Quesada, M. G., Jiménez-Sánchez, F. y Villoria, M. (2013). Building local integrity systems in southern Europe: the case of urban local corruption in Spain. *International Review of Administrative Sciences*, 79(4). <https://doi.org/10.1177/0020852313501125>
- Ramió, C. y Salvador, M. (2005). *Instituciones y nueva gestión pública en América Latina*. Fundació Cidob Barcelona.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, part 2). <https://doi.org/10.1086/261725>
- Saadaoui, H. y Chtourou, N. (2022). Do institutional quality, financial development, and economic growth improve renewable energy transition? some evidence from Tunisia. *Journal of the Knowledge Economy*. <https://doi.org/10.1007/s13132-022-00999-8>
- Saha, S. y Gounder, R. (2013). Corruption and economic development nexus: Variations across income levels in a non-linear framework. *Economic Modelling*, 31. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.11.012>
- Sandholtz, W. y Koetzle, W. (2000). Accounting for corruption: Economic structure, democracy, and trade. *International Studies Quarterly*, 44(1). <https://doi.org/10.1111/0020-8833.00147>
- Seligson, M. A. (2002). The impact of corruption on regime legitimacy: A comparative study of four Latin American countries. *Journal of Politics*, 64(2). <https://doi.org/10.1111/1468-2508.00132>
- Soto, R. (2003). *La corrupción desde una perspectiva económica*. <https://repositorio.uc.cl/server/api/core/bitstreams/2fdea8a9-8e93-4d3b-a122-44327ce4c982/content>
- Taş, H. (2015). Turkey - from tutelary to delegative democracy. *Third World Quarterly*, 36(4). <https://doi.org/10.1080/01436597.2015.1024450>