

## 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)

LUIS EDUARDO MELLA GÓMEZ<sup>1</sup>

Recibido: 14/02/22 • Aceptado: 5/06/22

**Cómo citar:** Mella Gómez, L. E. (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), 57–84. <https://doi.org/10.22206/ceyn.2022.v6i1.pp57-84>

### Resumen

*El presente trabajo tiene como finalidad observar la incidencia de la actividad turística en la desigualdad a través de las instituciones participativas y de transparencia, que permiten el acceso a rentas de dicha actividad. Se toma para el análisis diez (10) países de Latinoamérica durante el período de 2002-2019 y se utilizan modelos de datos de panel dinámicos con efectos fijos que corrigen por heterocedasticidad y por sesgo de Nickell, con el fin de observar la dinámica de corto y largo plazo en las variables de interés. Los resultados muestran consistencia con la literatura sobre los efectos mixtos de la actividad turística y la desigualdad en Latinoamérica. Asimismo, añade nueva evidencia sobre dos canales de transmisión por los que la actividad turística impacta en la desigualdad: 1) mediante instituciones participativas que no involucran a grupos vulnerables en la dinámica productiva del sector turismo en el corto plazo y que no generan un efecto redistributivo a largo plazo; y 2) a través de mecanismos de transparencia que no permiten un adecuado control de la corrupción en el sector turismo, tanto a corto como a largo plazo. Esto plantea serios retos en materia de reformas y cambios estructurales necesarios en lo que refiere a mecanismos de participación y de transparencia, para que las decisiones de política pública, especialmente en el sector turismo, estén más a favor del votante medio y de grupos vulnerables.*

**Palabras clave:** participación; turismo; desigualdad; instituciones políticas; distribución del ingreso; corrupción; datos de panel.

Códigos del JEL: C23, B52, D63, L83

---

<sup>1</sup> Ministerio de la Juventud, Santo Domingo, República Dominicana.  
Correo-e: [luis.mella@juventud.gob.do](mailto:luis.mella@juventud.gob.do)



# THE UPS AND DOWNS OF TOURISM AND INEQUALITY: POLITICAL PARTICIPATION, CORRUPTION IN THE TOURISM SECTOR AND ITS IMPACT ON INEQUALITY IN LATIN AMERICA (2002-2019)

LUIS EDUARDO MELLA GÓMEZ

Received: 14/02/22 • Approved: 5/06/22

## Abstract

*The purpose of this study is to observe the incidence of tourism activity on inequality through participatory and transparent mechanisms that help to distribute tourism rents in society. Ten (10) Latin American countries are taken for the analysis during the period 2002-2019 and dynamic fixed effects regressions that correct for heteroscedasticity and Nickell Bias are used to observe short- and long-term dynamics in the variables of interest. The results show consistency with the literature on the mixed effects of tourism activity and inequality in Latin America and add new evidence on two transmission channels through which tourism activity impacts inequality: 1) participatory institutions that do not involve vulnerable groups into the productive dynamics of the tourism sector, enhancing inequality in the short run. Also, those participatory institutions do not generate a redistributive effect in the long run and 2) through transparency mechanisms that do not allow an adequate control of corruption in the tourism sector, resulting in those institutions not generating a redistributive effect. This poses serious challenges in terms of necessary reforms and structural changes in terms of participation and transparency mechanisms so that public policy decisions, especially in the tourist sector, are more in favour of the medium voter and vulnerable groups.*

**Keywords:** Political participation; income inequality; political institutions; corruption; income distribution.

## Introducción

La desigualdad, la participación política, la corrupción y el turismo se han estudiado desde enfoques neoclásicos y desde enfoques heterodoxos, así como desde otras disciplinas de las ciencias sociales (Poprawe, 2015; Saha y Yap, 2015; Zhang, 2021; Torres y Corporan, 2021). Los enfoques están de acuerdo con la idea de que el turismo es una actividad económica que promueve el crecimiento económico y que, en mayor o menor medida, es vital en países de Latinoamérica. La problemática es que dicho crecimiento, según enfoques más heterodoxos y fuera de la economía, no viene acompañado con una mejora en el bienestar de la población en general ni un acceso equitativo a dichas rentas generadas, tanto directas como indirectas, de la actividad turística. La pregunta es si esta desigualdad es causada por mecanismos de participación política que no permiten involucrar al votante medio en las actividades del turismo y si los intereses representados dentro de dichos mecanismos políticos responden más a los de las élites políticas y económicas (Solano Cabrera, 2020; Oviedo-García et al., 2019) Por lo que cabe preguntarse si la interacción entre los mecanismos de participación y la actividad turística genera un impacto en la desigualdad, y si existe persistencia de este, debido a la debilidad institucional en Latinoamérica, causada por la corrupción y las derivas institucionales, producto del origen colonial de la región.

La investigación está dividida en cuatro (4) secciones: la primera, analiza la literatura existente sobre la relación entre desigualdad, turismo e instituciones, poniendo énfasis en las instituciones participativas y de control de la corrupción. La segunda parte consta de la estrategia empírica, fuentes de datos, así como el diseño y tipo de investigación. En la tercera sección se analizan los resultados estadísticos y los modelos econométricos utilizados; y, finalmente, una última sección que discute los resultados obtenidos con base en la literatura consultada. Para la investigación econométrica se utilizó fuentes de datos de 10 países de Latinoamérica durante un periodo de 18 años (2002-2019) para evaluar el efecto que genera el turismo —interactuando con las instituciones participativas y las que limitan la corrupción— en la desigualdad. Los resultados de la investigación arrojan que la actividad del turismo, interactuando con los

mecanismos participativos en el corto plazo, generan un aumento en la participación del ingreso del 20 % más rico y disminuyen la participación en el ingreso del 20 % más empobrecido, indicando así que la actividad turística fomenta la desigualdad en el corto plazo. Ahora bien, la dinámica de largo plazo indica que los mecanismos de control de corrupción y participación política, interactuando con la actividad turística, no generan un impacto en la reducción de la desigualdad, entendida como una disminución en la participación en los ingresos del 20 % más rico y un aumento en la participación del 20 % más pobre. Las implicaciones en materia de repensar la participación política (¿participación para quién?), sus mecanismos, la capacidad del Estado de construir mecanismos horizontales de rendición de cuentas, para evitar capturas de dichos procesos, y el rol que debe jugar en actividades económicas como el turismo, son diversas y amerita de líneas de investigación desde un enfoque más allá de lo económico.

### **Marco teórico y revisión de la literatura**

#### **Descentralización, participación política y desigualdad en Latinoamérica**

Si bien, las mejoras en los mecanismos participativos otorgan una serie de ventajas que se exponen en la literatura de la descentralización, participación política y economía, así como en lo concerniente al federalismo fiscal (Musgrave y Musgrave, 1989; Oates, 1972; Tiebout, 1956), sus resultados han sido mixtos, especialmente en la región de Latinoamérica. Ivan Finot (2001; 2005; 2007) refiere que, aunque en Latinoamérica se han logrado avances en materia de generar procesos de elecciones de gobiernos subnacionales, así como una mejora significativa en la cobertura de las ayudas sociales, la participación social no es canalizada debidamente. Otras dificultades, menciona el autor, son los intentos de descentralización territorial del gasto, que han sido ofuscados por procesos de persistencia institucional de los elementos propios del previo modelo centralista-regional, y estas dependencias del camino resultan en desequilibrios fiscales, que traen como resultado el desatender deudas sociales históricas como es el caso de República Dominicana (Ceara-Hatton, 2015). A la luz de esto, no hubo mejoras sustanciales en la reducción de los déficits fiscales

ni en la productividad y, lejos de disminuir la desigualdad y disparidades territoriales, estas terminaron aumentando (Finot, 2007).

La descentralización política en Latinoamérica solo ha ocurrido, salvo algunas puntuales excepciones, en la dimensión del gasto y en una combinación entre descentralización del gasto y la descentralización administrativa. Estas formas de descentralización no son del todo muy participativas. Inclusive, en casos como Argentina —donde existe un Estado federal y aparente autonomía territorial— la implementación de regímenes de coparticipación choca con otros elementos del diseño normativo, haciendo al régimen federalista más débil, privilegiando más la concentración de poder en manos del ejecutivo (Benvenuti, 2007). Además, estas formas de descentralización que han surgido no permiten que las decisiones sean tomadas de manera autónoma por los locales. Los aportes “locales”, condición necesaria para el ejercicio democrático y para una verdadera descentralización, son modalidades que provienen en esencia de fondos de desarrollo y, en mucho de los casos, las decisiones son tomadas centralizadamente (Finot, 2002). Bajo esos esquemas de descentralización política del gasto, y la combinación entre descentralización política del gasto y descentralización operativa, terminan generando, además de los problemas ya mencionados, incentivos para la corrupción y captura política de las políticas públicas.

### **Corrupción y desigualdad**

La corrupción es, como O'Donnell sugiere (2001), una variedad de ventajas ilícitas que los funcionarios obtienen para sí mismos y sus asociados, sean públicos o privados. La corrupción tiene un efecto negativo en las instituciones (O'Donnell, 2001) e incluso puede que sea un fenómeno inevitable (Rose-Ackerman, 2013). Autores exponen que la corrupción es el coste de intentar lidiar con las fallas del mercado (Acemoglu y Verdier, 2000). Ahora bien, la corrupción y sus mecanismos (sobornos, extorsión, etc.) tienen consecuencias en la asignación y distribución de recursos, en la provisión y producción de bienes sociales y, además, tienen un efecto pernicioso en los costes transformacionales de las empresas al distorsionar las inversiones y la asignación del capital humano; dichos efectos pueden ocurrir aún en ausencia de desregulación económica (North, 1990). Esto

es un indicativo de que hay variedades de mecanismos de transmisión que explican la relación entre desigualdad y corrupción.

Al estudiar en contextos experimentales la corrupción, Fried et al. (2010) ilustran cómo la riqueza de los agentes, que es percibida por servidores públicos (en este caso, policías de tránsito), es un factor que incide en la capacidad de exigir sobornos, es decir, hay una relación entre el nivel de pobreza percibido y la probabilidad de exigir sobornos. Similares estudios en ese sentido son los de Banerjee et al. (2009), desde el contexto experimental. Ahora bien, el tipo o la forma en la que se manifiesta la corrupción puede tener efectos diferenciados en la desigualdad. En un análisis de 16 países asiáticos y 18 países latinoamericanos durante el periodo 1996-2009 se observa que, si bien la corrupción genera un efecto pernicioso en las expectativas distributivas de las políticas públicas de los gobiernos, ciertas formas de corrupción pueden aminorar la desigualdad (Wong, 2017). Por ejemplo, la práctica de compra de votos puede disminuirla, pero tiene como resultado la creación de alianzas clientelares. En cambio, si la corrupción toma forma de malversación de fondos para mejorar los beneficios de las élites políticas y económicas, esto tiene como resultado un aumento de la desigualdad. En esta misma línea, Acemoglu et al. (2011) poseen una teoría sobre la emergencia y persistencia de Estados ineficientes basados en esquemas de patronaje, los cuales son una forma de corrupción, y su relación con la desigualdad. En transiciones de regímenes no democráticos a democráticos, donde los ricos detentan el poder, ante la amenaza de políticas redistributivas, estos implementan tácticas para que la asignación de burócratas sea ineficiente. La burocracia es requerida para la implementación de dichas políticas redistributivas. Por ello, como sugieren los autores, el proceso de redistribución se hace ineficiente y, mediante captura política y garantía de rentas (sobornos, malversaciones, etc.) a los burócratas, se crean incentivos para un crecimiento excesivo de dicha burocracia, perpetuando la existencia del marco institucional que garantiza la ineficiencia de estas políticas redistributivas, aun cuando las clases más ricas ya no detentan el poder. Otros resultados empíricos en el mismo tenor sobre la percepción de la corrupción y el apoyo de parte del votante medio al soporte de políticas redistributivas en América Latina (Hauk et al., 2022), muestran que la corrupción afecta la confianza institucional, lo cual es consistente

con los trabajos de O'Donnell (1994; 2001), y disminuye las preferencias por políticas redistributivas.

### **Turismo y desigualdad en países en vías de desarrollo y en Latinoamérica**

Uno de los grandes problemas que ha tenido que enfrentar Latinoamérica es que, a pesar de dicha diversidad en materia de recursos estratégicos, geopolíticos y naturales que posee el turismo, las políticas económicas de fomento al sector no han surgido de un proceso del todo orgánico y consensuado desde la base social sino que, como menciona Carlos Icaza (Wallingre et al, 2018), tras la Segunda Guerra Mundial surgen una serie de organismos internacionales, como es la ONU y organizaciones del turismo que han instaurado, independientemente de la cultura y de la deriva institucional de dicho país en cuestión, un modelo de sociedad mercantil basada en el capitalismo norteamericano. Esta hegemonía se ha impuesto, no solo a nivel económico, sino en materia de discursos que han calado en el imaginario colectivo de los espacios más urbanizados de los países de Latinoamérica y el Caribe. Este imaginario, como expone el autor, implica naturalizar una forma única de concebir el turismo, el cual carece de integración con las comunidades cercanas a dichos espacios turísticos. Un ejemplo de ello es la República Dominicana (Oviedo-García et al., 2019), donde los autores demuestran, por medio de un modelo autoregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), que los ingresos provenientes del turismo en el largo plazo aumentan la pobreza y la desigualdad de los ingresos. Parte de la explicación brindada por los autores es que, pese a los avances en materia financiera y las reformas legales para garantizar la inversión extranjera directa en el país, el turismo está integrado dentro de un marco jurídico-político que no permite una correcta articulación entre las comunidades cercanas a los complejos habitacionales del modelo de turismo “todo incluido” o de enclave que se ha implementado en el país desde 1991.

Con base en lo anterior, los resultados de Oviedo-García et al. son consistentes con los que expone Ghosh y Mitra (2021) sobre la relación entre turismo y desigualdad. Usando data de 41 países entre 1995-2016, los resultados arrojan que existe una relación heterogénea entre desigualdad y turismo, dependiendo de los países en términos de su nivel de renta y desarrollo institucional. Al analizar el caso de países desarrollados, se encontró

una relación similar a la curva de Kuznets. En el caso de los países en vías de desarrollo se encontró una curva de Kuznets invertida, donde a partir de cierto umbral de actividad turística, la misma termina aumentando la desigualdad. Algunas de las razones expuestas por los autores es el carácter eminentemente oligopólico de los mercados de turismo en los países en vías de desarrollo y que el marco jurídico-político no permite una competencia en igualdad de términos entre las empresas grandes de turismo, y las comunidades y empresas locales. Las consecuencias de la desigualdad en los países son diversas, desde mayor nivel de conflicto y polarización (Alesina y Ferrara, 2005), cohesión social (Chauhan et al., 2022), desarrollo autónomo de la persona (Du et al., 2021) y afecta de manera diferenciada a la niñez y la adolescencia (Du et al., 2019).

### **La relación entre instituciones y desigualdad**

La desigualdad como fenómeno dinámico no es ajeno al funcionamiento institucional, por lo que la persistencia de esta puede explicarse a través de procesos de persistencia e invariancia institucional, es decir, procesos de cambio institucional que no generan una redistribución del poder político de facto, como expone Acemoglu y Robinson (2008) y Acemoglu et al. (2021). Dentro de la literatura de principios de la década del 2000 ya se venía perfilando la relación entre instituciones y desigualdad (Chong y Calderon, 2000), también expuesta en obras como las de Acemoglu y Robinson (2019), donde la instauración de instituciones extractivas genera desigualdad que, sin un proceso de cambio estructural que los corrija, pueden persistir, y la diferencia en la dotación inicial de factores y el tipo de institución construida, pueden crear procesos persistentes de pobreza y desigualdad, como exponen Engerman y Sokoloff (2002, 2005). Algunos otros mecanismos, que explican la persistencia entre instituciones extractivas y la desigualdad, son la persistencia de las élites y sus expectativas adaptativas para crear fallas en el diseño institucional, que aminoran el efecto de políticas redistributivas (Acemoglu et al., 2011), así como la relación entre el cambio tecnológico y las instituciones extractivas, tanto políticas como económicas. Esto último es algo que Acemoglu y Robinson (2015) recalcan en sus críticas a la explicación de la desigualdad de economistas reputados como Thomas Piketty (2015), la ausencia del componente institucional. Además, en el contexto

latinoamericano, los problemas de diseño institucional se explican, en parte, por el reemplazo constante y la alta volatilidad institucional de la región (Levitsky y Murillo, 2012), generando bajo *enforcement* institucional o instituciones que solo funcionan para un grupo selecto, por lo que las instituciones extractivas no solo están relacionadas con menor crecimiento económico (Acemoglu et al., 2001), sino también con la persistencia de desigualdad económica y social. Otros autores, desde otras perspectivas heterodoxas, han abordado también esta relación (Bértola y Ocampo, 2010; Bulmer-Thomas, 2017).

### Estrategia empírica del modelo

#### Datos, muestra, técnicas y herramientas de la investigación

El enfoque del estudio es cuantitativo, emplea data longitudinal y corte transversal de 10 países de Latinoamérica, desde el año 2002 al 2019, para un total de 18 años. Los países incluidos están en la siguiente tabla:

**Tabla 1**

*Listado de países dentro del estudio*

Centroamérica y el Caribe	Sudamérica
República Dominicana	Brasil
Panamá	Perú
Honduras	Uruguay
Costa Rica	Paraguay
El Salvador	Argentina

Para representar la desigualdad se utilizan dos variables que examinan de manera adecuada los cambios en la distribución de los ingresos, estas son: la participación en el ingreso del 20 % más rico y la participación del 20 % más empobrecido que usa el Banco Mundial (BM). No se optó por usar el índice de Gini del BM porque el índice de Gini es más sensible a cambios en los valores medios de la distribución de los ingresos de los países y no en los valores extremos, salvo que se hagan ciertas modificaciones pertinentes. Chu y Wang (2021) han mostrado que, ante aumentos de los ingresos de la población rica, el Gini puede ser hasta siete veces menos sensible que los otros dos indicadores anteriormente mencionados. Por lo

que se justifica el uso de dichas variables como mejores variables dependientes, ya que son un *proxy* más realista de la desigualdad.

Las variables independientes se dividen en dos categorías: 1) variables económicas y 2) variables institucionales. Dentro de las variables económicas tenemos el gasto de los turistas internacionales al año, extraída de los datos del BM. Dentro de las variables institucionales se tomaron los indicadores de gobernanza ideados por Daniel Kauffmann et al. (2005), los cuales se pueden clasificar en: 1) Control de la corrupción y 2) Voz y rendición de cuentas.

Según Kauffmann (2004), el índice de control de corrupción mide las percepciones que posee la ciudadanía respecto a la influencia que tienen las élites políticas y económicas en el Estado para usarlo en favor de sus intereses personales. Por otro lado, voz y rendición de cuentas (en inglés, *voice and accountability*) hacen referencia a la percepción sobre mecanismos de participación política y a instrumentos que permitan la articulación de manifestar las preferencias políticas; en este caso, elecciones libres y elementos que se observan en democracias poliárquicas, como la libertad de prensa, instituciones participativas y buena gobernabilidad democrática y gobernanza (Dahl y San Martín, 1989).

### *Sobre el tratamiento de valores perdidos*

Las variables dependientes a utilizar en la investigación presentan valores perdidos, en el caso de Brasil (2010) y Argentina (2014). Dado que estos valores perdidos representan solo un 1 % de la muestra, se utilizó como técnica de imputación el introducir el valor medio de la serie de sus respectivos países. Igual se ejecutó el análisis con dichos valores perdidos y no cambió de manera significativa los resultados ni el sentido de los coeficientes ni el tamaño de los efectos observados.

### **Especificación del modelo y forma funcional**

Partiendo de un modelo de datos de panel:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Donde  $Y_{it}$  es la variable dependiente que se observa para  $i$  individuos y para  $t$  periodos de tiempo; el término  $\alpha_i$  refiere a los efectos inobservables

que no varían en el tiempo;  $\beta$  es el parámetro o coeficiente del modelo,  $x_{it}$  es un vector de 1 x k variables independientes y  $u_{it}$  es el término del error. Partiendo de lo anterior, las ecuaciones<sup>1</sup> de modelo son:

$$\text{Ln}QT_{it} = \beta_0 + \beta_1(QT)_{it-1} + \beta_2(\text{LnPIB}_{pc})_{it} + \beta_3(\text{Tur} * \text{Voz})_{it} + \beta_4(\text{LnTur} * \text{Corr})_{it} + \delta(\text{país})_i + u_{it} \quad (2)$$

$$\text{LnQB}_{it} = \beta_0 + \beta_1(QB)_{it-1} + \beta_2(\text{LnPIB}_{pc})_{it} + \beta_3(\text{Tur} * \text{Voz})_{it} + \beta_4 \text{Ln}(\text{Tur} * \text{Corr})_{it} + \delta(\text{país})_i + u_{it} \quad (3)$$

Donde QT y QB se refieren al porcentaje de ingresos del quintil más rico y más pobre, respectivamente (BM). Tur representa los ingresos provenientes del turismo; Corr el índice de control de corrupción (BM); PIB<sub>pc</sub> hace referencia al PIB per cápita (año de referencia 2017, PPA); Voz hace referencia al indicador de voz y rendición de cuentas (BM). Por último  $\delta(\text{país})$  se refiere a un vector de variables dicotómicas que toman el valor de 1 para cada país de la muestra con el fin de ajustar por la heterogeneidad inobservable de cada uno. Esto se debe a que diagnósticos previos arrojan que existe correlación entre dicha heterogeneidad inobservable y las variables explicativas; otros problemas encontrados en la estructura de los errores es la presencia de heterocedasticidad agrupada, pero no de autocorrelación serial ni contemporánea. Para corregir esto último, se utiliza la transformación de Beck y Katz de los errores estándares corregidos (PCSE en inglés), el cual es idóneo ante problemas que presenta aplicar errores estándares agrupados en un panel con pocas unidades de observación<sup>2</sup>. Por último, para controlar problemas de endogeneidad comunes en modelos dinámicos con transformación de efectos fijos —fenómeno reconocido como el sesgo de Nickell (1981)—, se utilizó la corrección de sesgo por Bootstrap (BCDFE) de Everaert y Pozzi (2007), la cual es mucho menos restrictiva acerca de las condiciones iniciales del sesgo que la conocida corrección de Kiviet (1995).

<sup>1</sup> Se aplicó el logaritmo natural en la variable dependiente, el PIB per cápita y los ingresos del turismo ante la presencia de curtosis.

<sup>2</sup> *Aplicar errores estándares agrupados según Angrist y Pischke (2009) en datos de panel es más aconsejable cuando  $N \geq 40$ .* A pesar de las ventajas que ofrece aplicar errores estándares agrupados en datos de panel (Cameron y Miller, 2010), sus propiedades en muestras pequeñas no son adecuadas, ya que no dependen de la dimensión temporal del panel, es decir, del número de T. Para más detalle ver adjuntos (Para más detalles véase anexos).

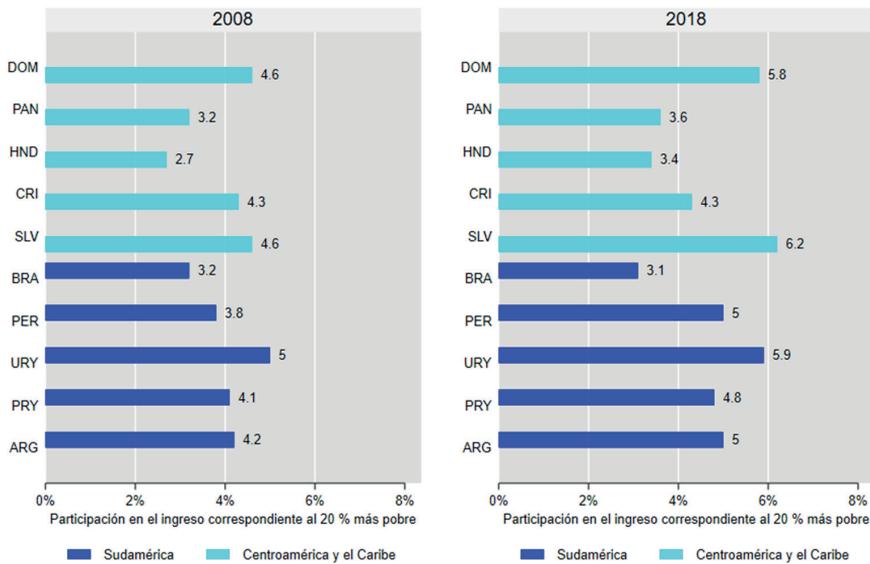
## Análisis de los resultados

### Estadísticos descriptivos

Según el gráfico 1, Para el año 2008 se muestra que la participación promedio en el ingreso del 20 % más pobre para los países de la muestra, que pertenecen a la región de Centroamérica y el Caribe, es de 3.88 %. Países que se encuentran por encima del promedio son República Dominicana (DOM), Costa Rica (CRI) y El Salvador (SLV). Ahora, para el 2018 se nota una mejoría en los indicadores en países como República Dominicana y El Salvador, mientras que en Panamá y Honduras se observan aumentos más leves de la participación en los ingresos del 20 % más pobre. En el caso de Sudamérica todos los países mejoraron al cabo de 10 años salvo Brasil, donde la participación en el ingreso del 20 % más pobre se redujo en un 0.1 %; cabe destacar que los países de dicha región tienen mejor desempeño en el indicador que los de Centroamérica y el Caribe.

### Gráfico 1

*Participación en el ingreso del 20 % más pobre por región (2008-2018)*

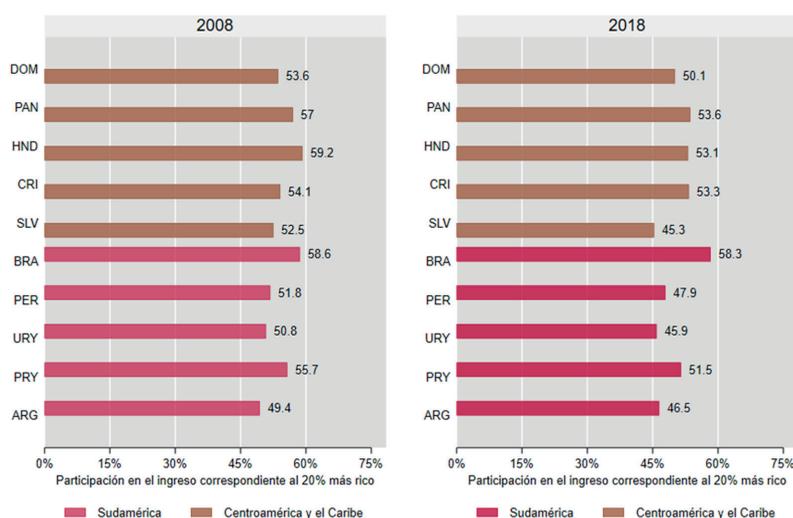


*Nota.* Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

La participación de los ingresos del 20 % más rico en el año 2008 es de un 54.27 % en promedio, siendo que casi todos los países —con la excepción de Argentina, que para el periodo se encuentra en un 49.4 %— la participación del 20 % más rico sobrepasa el 50 %. Para el 2018 algunos países, como es el caso de El Salvador (de 52.5 % en 2008 a 45.3 % en 2018), Perú (51.8 % a 47.9 %) y Uruguay (50.8 % a 45.9 %), la participación se redujo por debajo de los 50 puntos. Por último, en Brasil se redujo la participación en el ingreso del 20 % más rico de 58.6 % a 58.3 %, siendo una reducción de 0.3 % en 10 años.

## Gráfico 2

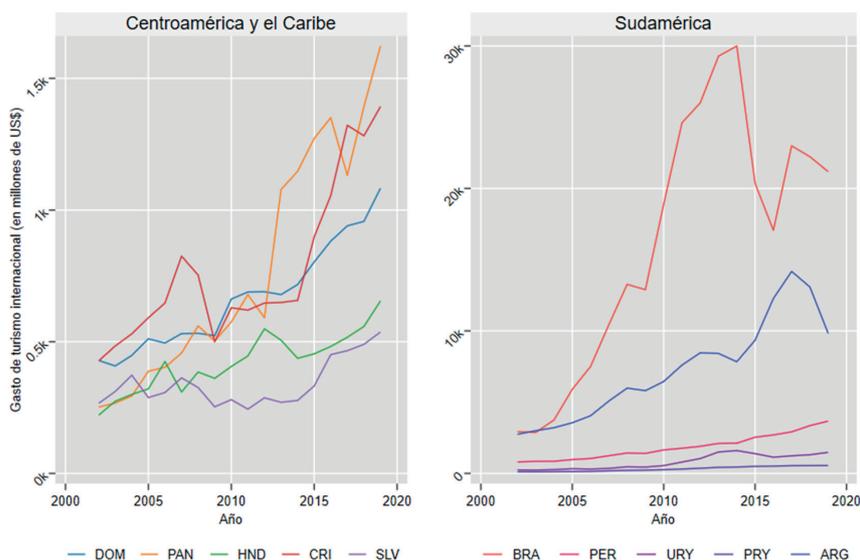
*Participación en el ingreso del 20 % más rico por región (2008-2018)*



*Nota.* Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

La evolución del gasto del turismo internacional en Centroamérica durante el periodo 2002-2019 indica que, de manera general, ha sido de progresivo aumento, donde se destacan Panamá (PAN), Costa Rica (CRI) y República Dominicana (DOM).

La región de Sudamérica muestra similar tendencia, destacándose Brasil y Argentina que son economías de mayor tamaño en términos del PIB, a diferencia del resto de los países, pero que muestran una caída de dichos ingresos a partir del 2015, lo cual se debe, en el caso de Brasil, al desplome de la economía en aquel año y, a partir del 2017, en el caso argentino.

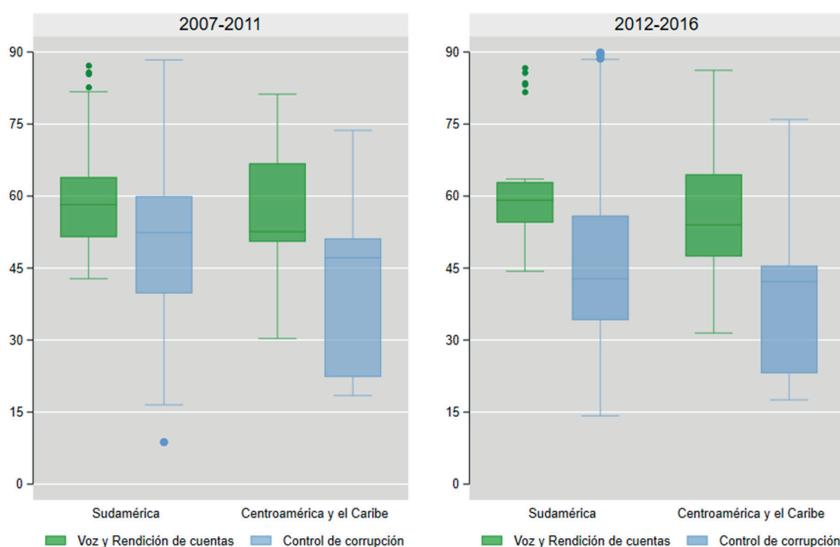
**Gráfico 3***Gasto de turismo internacional en millones de dólares por país (2002-2019)*

*Nota.* Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

Comparando la región de Sudamérica en indicadores de institucionalidad, durante el periodo 2007-2011 y el periodo 2012-2016, se ilustra que han mejorado los mecanismos de participación política, dado que el rango intercuartílico disminuyó en la región, aunque hay datos atípicos que se encuentran por encima de los 75 puntos de 100 en el indicador. En cambio, el indicador de control de corrupción muestra una disminución en el 2007-2016 en comparación con el periodo 2007-2011 en la región. De manera similar, en Centroamérica y el Caribe se registra una disminución de la tendencia central —en términos de la mediana— del control de la corrupción de un periodo a otro; pero la gran mayoría de los países de la región se sitúan entre 20 a 45 puntos en el indicador para el periodo 2012-2016. En cambio, la participación política en Centroamérica y el Caribe, si bien la tendencia central en ambos periodos de observación se sitúa por los 53.99 puntos, el rango intercuartílico entre periodos se modificó, pasando de 50.48 a 66.83 puntos en el periodo 2007-2011, a rondar los valores entre 47.41 a 64.5, indicando que algunos países de la región se colocaron por debajo de la tendencia central para el periodo 2012-2016.

## Gráfico 4

### Bigotes de indicadores institucionales por región (2007-2016)



*Nota.* Elaboración propia con datos del Banco Mundial.

## Estimaciones del modelo econométrico

En la tabla 2 se encuentran los resultados de las regresiones, donde, en todas las especificaciones, la variable dependiente rezagada es significativa tanto en los modelos dinámicos con errores estándar corregidos por heterocedasticidad como el que corrige por sesgo de Nickell.  $\ln(\text{PIB})_{it}$  presenta significatividad en todas las especificaciones y con signos esperados, donde el crecimiento per cápita tiene un efecto redistributivo, disminuyendo —en el corto plazo— la participación en el ingreso del 20 % más rico.

En el corto plazo, el turismo interactuando con las instituciones participativas genera un aumento en la participación del ingreso del 20 % más rico, mientras que, en el corto plazo, la interacción entre los mecanismos de transparencia y la actividad turística no generan una disminución significativa de la participación en el ingreso del 20 % más rico. La dirección del efecto y la significatividad de los coeficientes no cambia, aun corrigiendo por sesgo de Nickell, aunque sí cambia el tamaño de los coeficientes.

**Tabla 2***Resultados del modelo para la participación en el ingreso del 20 % más rico*

	(1) PCSE	(2) PCSE	(3) PCSE	(4) PCSE	(5) BCDFE
$\beta_1 Q T_{t-1}$	0.837*** (0.036)	0.649*** (0.054)	0.634*** (0.053)	0.630*** (0.053)	0.730*** (0.074)
$\beta_2 \text{Ln}(\text{PIB})_{it}$		-0.074*** (0.015)	-0.091*** (0.018)	-0.095*** (0.018)	-0.074*** (0.021)
$\beta_3 [\text{Ln}(\text{Tur. (Voz)})]_{it}$			0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)
$\beta_4 [\text{Ln}(\text{tur. (Corr)})]_{it}$				-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
$\beta_0$	0.642*** (0.143)	2.087*** (0.336)	2.262*** (0.343)	2.317*** (0.341)	
Obs.	170	170	170	170	170
$N_g$	10	10	10	10	10
R <sup>2</sup> (Within)	0.775	0.802	0.806	0.808	0.805
País FE	Si	Si	Si	Si	Si
$\sigma^2 I$	Het-corrected	Het-corrected	Het-corrected	Het-corrected	WB-Robust
RMSE	0.0224	0.0211	0.0210	0.0209	.0212

*Nota.* Errores estándares entre paréntesis. De (1) a (4) los errores estándares se estiman por corrección de Beck y Katz (1995); mientras que (5) se corrigen ante heterocedasticidad, mediante Wild-Bootstrap (Liu,1988; Mammen,1993). \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\*p < 0.001.

En la tabla 3 se muestran los resultados de las regresiones de panel dinámico para la variable participación en el ingreso del 20 % más pobre. La variable dependiente rezagada es significativa en todas las especificaciones. El  $\text{Ln}(\text{PIB}_{pc})_{it}$  es significativo y con signos esperados, indicando que el crecimiento económico tiene un efecto redistributivo en el corto plazo en la participación en el ingreso del 20 % más pobre.

A su vez, la interacción de la participación política y los ingresos del turismo tienen un efecto negativo y significativo en el corto plazo, mientras que la interacción entre la mejora en mecanismos de transparencia

—operativizado por el índice de control de la corrupción— no genera un efecto significativo en el corto plazo en la participación del ingreso del 20 % más pobre, tanto en la especificación de forma reducida con panel de errores estándares corregidos, como la que corrige por sesgo en datos de panel dinámico con transformación de efectos fijos. Los test de diagnóstico para las especificaciones (4) y (5) arrojan que los modelos no sufren de autocorrelación serial ni correlación contemporánea.<sup>3</sup>

**Tabla 3**

*Resultados del modelo para la participación en el ingreso del 20 % más pobre*

	(1) PCSE	(2) PCSE	(3) PCSE	(4) PCSE	(5) BCDFE
$\beta_1 \text{QB}_{t-1}$	0.808*** (0.041)	0.678*** (0.062)	0.649*** (0.061)	0.643*** (0.060)	0.767*** (0.105)
$\beta_2 \text{Ln(PIB)}_{it}$		0.167*** (0.042)	0.237*** (0.054)	0.253*** (0.056)	0.186*** (0.055)
$\beta_3 [\text{Ln(Tur). (Voz)}]_{it}$			-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
$\beta_4 [\text{Ln(tur). (Corr)}]_{it}$				0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$\beta_0$	0.319*** (0.064)	-1.064** (0.326)	-1.510*** (0.396)	-1.638*** (0.411)	
Observations	170	170	170	170	170
$N_g$	10	10	10	10	10
R <sup>2</sup> (Within)	0.765	0.785	0.791	0.794	0.790
País FE	Si	Si	Si	Si	Si
$\sigma^2 I$	Het-corrected	Het-corrected	Het-corrected	Het-corrected	WB-Robust
RMSE	0.0668	0.0641	0.0634	0.0633	0.0647

*Nota.* Errores estándares entre paréntesis. De (1) a (4) los errores estándares se estiman por corrección de Beck y Katz (1995); mientras que (5) se corrigen ante heterocedasticidad, mediante Wild-Bootstrap (Liu, 1988; Mammen, 1993). \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\*p < 0.001.

<sup>3</sup> Véase anexos.

**Relación de largo plazo en las variables.** Estimar los coeficientes de interés en el largo plazo ( $\beta_{lp}$ ) para modelos con un rezago se hace mediante:  $\beta_{lp} = \beta x_{it} / 1 - y_{it-1}$ , donde  $x_{it}$  es la variable explicativa de interés, mientras que  $y_{it-1}$  se refiere a la variable dependiente con un rezago.

En el largo plazo, el PIB per cápita tiene efecto en disminuir la participación en el ingreso, mientras que la interacción de los ingresos del turismo con mecanismos de control de corrupción y de participación política no tienen un impacto en el largo plazo en disminuir la participación en el ingreso del 20 % más rico.

**Tabla 4**

*Estimaciones de largo plazo para participación en el ingreso del 20 % más rico*

QT <sub>it</sub>	Beta	Std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
Ln(tur*Voz) <sub>it</sub>	0.0002	0.0001	1.87	0.062	-1E-05	0.0004
Ln(tur*Corr) <sub>it</sub>	-0.0001	0.0001	-1.5	0.132	-0.00018	0.00002
Ln(PIBpc) <sub>it</sub>	-0.2730	0.0543	-5	0.000	-0.379	-0.167

Para el modelo, en el cual la variable dependiente es la participación en el ingreso del 20 % más pobre, hay similitud en los resultados; la interacción entre el turismo y la participación, aunque tienen signos esperados, su impacto no es significativo en términos estadísticos. Un crecimiento del PIB per cápita está asociado a un aumento en la participación de los ingresos del 20 % más pobre.

**Tabla 5**

*Estimaciones de largo plazo para participación en el ingreso del 20 % más pobre*

QB <sub>it</sub>	Beta	Std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
Ln(tur*Voz) <sub>it</sub>	-0.0009	0.00064	-1.41	0.16	-0.0021371	0.00035
Ln(tur*Corr) <sub>it</sub>	0.00024	0.00023	1.07	0.284	-0.0002018	0.00069
Ln(PIB <sub>pc</sub> ) <sub>it</sub>	0.79749	0.31642	2.52	0.012	0.1773283	1.41766

## Conclusiones

El presente trabajo busca indagar en el efecto que genera —de manera simultánea— la participación, los mecanismos de transparencia y el turismo en la desigualdad en países de Latinoamérica. Con base en los resultados y los argumentos mostrados por Finot (2002; 2007), la participación política no genera los resultados esperados que sí se han visto en otros países, en cuanto a reducciones de las desigualdades. Además, basado en lo considerado por Acemoglu y Robinson (2008), Acemoglu, et al. (2021), la persistencia de la desigualdad sucede a pesar de la actividad turística y, como mecanismo de transmisión ante este fenómeno, son instituciones deficientes que no impactan adecuadamente en personas de bajos ingresos, pero sí en el quintil de mayor ingreso, ya que los mecanismos participativos y de transparencia poco eficaces y el oportunismo de las élites han dado como resultado que la descentralización política no genere un impacto real en la desigualdad. Esto es consistente con lo expuesto por Levitsky y Murillo (2012), en donde los problemas de diseño institucional y la volatilidad institucional no permiten un buen *enforcement* institucional en la región latinoamericana. La prueba de ello es que el turismo aumente la participación de los ricos y disminuya la de la gente empobrecida en el corto plazo. En el largo plazo ni la participación política ni los mecanismos para evitar prácticas de corrupción —aún controlada por la heterogeneidad inobservable que puede contemplar, por ejemplo, las diferencias en el nivel de descentralización política y su capacidad de respuesta ante problemas de los territorios de los respectivos países— redistribuye la riqueza de manera adecuada. Esto corrobora la necesidad de pensar en la corrupción más allá de generar regímenes de consecuencias fuertes, sino también que la lucha contra la corrupción —siguiendo a Banerjee et al. (2009)— implica un cambio del ecosistema, donde la región pase a tener una institucionalidad menos volátil y con mayor efectividad, para que así la participación política involucre de manera adecuada a las personas empobrecidas en el sector turismo.

## Referencias

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American economic review*, 91(5), 1369-1401. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2008). Persistence of Power, Elites and Institutions. *American Economic Review*, 98(1), 267-93. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.1.267>
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2015). The rise and decline of general laws of capitalism. *Journal of economic perspectives*, 29(1), 3-28. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.29.1.3>
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2019). *El pasillo estrecho: Estados, sociedades y cómo alcanzar la libertad*. Deusto.
- Acemoglu, D., & Verdier, T. (2000). The choice between market failures and corruption. *American economic review*, 90(1), 194-211. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.90.1.194>
- Acemoglu, D., Egorov, G., & Sonin, K. (2021). Institutional change and institutional persistence. In *The Handbook of Historical Economics* (pp. 365-389). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-815874-6.00021-6>
- Acemoglu, D., Ticchi, D., & Vindigni, A. (2011). Emergence and persistence of inefficient states. *Journal of the European economic association*, 9(2), 177-208. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2010.01008.x>
- Alesina, A., & Ferrara, E. L. (2005). Ethnic diversity and economic performance. *Journal of economic literature*, 43(3), 762-800. <https://doi.org/10.1257/002205105774431243>
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). *Mostly harmless econometrics*. Princeton University Press.
- Banerjee, A., Mullainathan, S. & Hanna, R. (2012). Corruption (No. w17968). *National Bureau of economic research*. <https://doi.org/10.3386/w17968>
- Beck, N., & Katz, J. (1995). What To Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, 89(3), 634-647. <https://doi.org/10.2307/2082979>

- Benvenuti, J. M. (2007). Federalismo fiscal. *Documentos y aportes en administración pública y gestión estatal*, 7(9), 35-46.
- Bértola, L., & Ocampo, J. A. (2010). Una historia económica de América Latina desde la independencia. *Desarrollo, vaivenes y desigualdad*. España, SEGIB.
- Bulmer-Thomas, V. (2017). *La historia económica de América Latina desde la independencia*. Fondo de Cultura Económica.
- Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2010). Robust inference with clustered data. *Handbook of empirical economics and finance*, 106, 1-28.
- Ceara-Hatton, M. (2015). *Qué significa cambiar el "modelo económico"*. Foro Político Social: Crecimiento, Desarrollo, Desigualdad. Fundação Frederich Erbert stiftung. República Dominicana.
- Chauhan, S., Rahman, M. H., Jaleel, A., & Patel, R. (2022). Economic Inequality in Social Cohesion Among Older Adults in Low and Middle-Income Countries. *Ageing International*, 47, 206-225. <https://doi.org/10.1007/s12126-021-09415-z>
- Chong, A., & Calderon, C. (2000). Institutional quality and income distribution. *Economic Development and Cultural Change*, 48(4), 761-786.
- Chu, C. C., & Wang, Y.-T. (2021). Gini coefficient versus top income shares- pattern change difference. *Economic Letters*, 201, 221. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109769>
- Dahl, R., & San Martín, J. M. (1989). *La poliarquía*. Tecnos.
- Du, H., Chi, P., & King, R. B. (Julio, 2019). Economic Inequality is Associated with Long-Term Harm on Adolescent Well-Being in China. *Child Development*, 90(4), 1016-1026. <https://doi.org/10.1111/cdev.13253>
- Du, H., Zhou, N., Cao, H., Zhang, J., Chen, A., & King, R. B. (2021). Economic Inequality is Associated with Lower Internet Use: A Nationally Representative Study. *Social Indicators Research*, 155, 798-803. <http://doi.org/10.1007/s11205-021-02632-8>
- Engerman, S. L., & Sokoloff, K. L. (2002). Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development among New World Economies. *Economía*, 3(1), 41-88. <https://doi.org/10.1353/eo.2002.0013>

- Engerman, S. L., & Sokoloff, K. L. (2005). Colonialism, inequality and long run paths of development. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w11057>
- Everaert, G., & Pozzi, L. (2007). Bootstrap-based bias correction for dynamic panels. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(4), 1160-1184.
- Finot, I. (2001). *Descentralización en América Latina: teoría y práctica*. CEPAL.
- Finot, I. (2002). Descentralización y participación en América Latina: una mirada desde la economía. *Revista de la CEPAL*, 78, 139-149.
- Finot, I. (2007). Los procesos de descentralización en América Latina. *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, (10), 173-205.
- Fried, B. J., Lagunes, P., & Venkataramani, A. (2010). Corruption and inequality at the crossroad: A multimethod study of bribery and discrimination in Latin America. *Latin American Research Review*, 76-97. <http://www.jstor.org/stable/27919176>
- Ghosh, S., & Mitra, S. K. (2021). Tourism and inequality: A relook on the Kuznets curve. *Tourism Management*, 83. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2020.104255>
- Hauk, E., Oviedo, M., & Ramos, X. (2022). Perception of corruption and public support for redistribution in Latin America. *European Journal of Political Economy*, 102174. <https://doi.org/10.1016/j.ejpolco.2021.102174>
- Kauffman, D. (2004). Governance Matters III: Governance Indicators for 1996, 1998, 2000, and 2002. *World Bank Economic Review*, 18(2), 253-287. <https://doi.org/10.1093/wber/lhh041>
- Kauffmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2005). Governance matters IV: governance indicators for 1996-2005. *World bank policy research working paper series*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.718081>
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 68(1), 53-78.
- Levitsky, S., & Murillo, M. V. (2012). Construyendo instituciones sobre cimientos débiles: lecciones desde América Latina. *Politai*, 3(5), 17-44. <https://revistas.pucp.edu.pe/index.php/politai/article/view/14124>

- Liu, R. Y. (1988). Bootstrap procedures under some non-iid models. *The annals of statistics*, 16(4), 1696-1708 <https://projecteuclid.org/journals/annals-of-statistics/volume-16/issue-4/Bootstrap-Procedures-under-some-Non-IID-Models/10.1214/aos/1176351062.full>
- Mammen, E. (1993). Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. *The annals of statistics*, 21(1), 255-285.
- Musgrave, R. A., & Musgrave P. B. (1989). *Public finance in theory and practice*. McGraw-Hill Book.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1417-1426.
- North, D. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance (Political Economy of Institutions and Decisions)*. Cambridge University Press.
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. Books.
- O'Donnell, G. (2001). *Accountability horizontal. La institucionalización legal de la desconfianza política*. *Isonomía*, (14), 7-31.
- O'Donnell, G. (1994). Delegative democracy. *Journal of Democracy*, 5, 55-69.
- Oviedo-García, M. Á., González-Rodríguez, M. R., & Vega-Vázquez, M. (2019). Does sun-and-sea all-inclusive tourism contribute to poverty alleviation and/or income inequality reduction? The case of the Dominican Republic. *Journal of Travel Research*, 58(6), 995-1013.
- Poprawe, M. (2015). A panel data analysis of the effect of corruption on tourism. *Applied Economics*, 47(23), 2399-2412.
- Rose-Ackerman, S. (2013). *Corruption: A study in political economy*. Academic Press.
- Saha, S., & Yap, G. (2015). Corruption and tourism: An empirical investigation in a non-linear framework. *International Journal of Tourism Research*, 17(3), 272-281.
- Solano Cabrera, G. M. (2020). *Turismo a toda costa en la República Dominicana. La captura de los incentivos fiscales: sus actores y recursos de poder*. Fundación Friedrich Ebert (FES). <http://library.fes.de/pdf-files/bueros/fescaribe/16683.pdf>
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of political economy*, 64(5), 416-424.

- Torres, J. N. y Corporan, J. L. (2021). *Producción de pobreza en el mundo del trabajo*. (F. F. Ciudad Alternativa, Ed.). Ciudad Alternativa.
- Wallingre, N., Braun, D., Bakker, G., Pereira Malta, G., de Souza Braga, S., de Morais, R., Rivas Ortega, H., Salinas Chávez, E., Salinas Chávez, E., Molina, S., Cuevas-Contreras, T., Zizaldra-Herández, I., Camilo Sánchez, L., Guerra Chirinos, D. and Icaza, C., (2018). *Desarrollo del turismo en América Latina: fases, enfoques e internacionalización*. Bernal.
- Wong, M. Y. (2017). Public spending, corruption, and income inequality: A comparative analysis of Asia and Latin America. *International Political Science Review*, 38(3), 298-315.
- Zhang, J. (2021). The effects of tourism on income inequality: A meta-analysis of econometrics studies. *Journal of Hospitality and Tourism Management*, 48, 312-321.

## Anexos

### Anexo 1.

#### *Sobre la estructura de los errores del panel*

Es común en análisis econométricos de series temporales de sección cruzada (en donde  $N < T$ ) y en datos de panel donde  $N > T$  encontrarse con que la estructura de los errores de la regresión siga la forma del panel. Por lo tanto, son comunes los problemas de autocorrelación serial, heterocedasticidad agrupada y correlación en distintos grados y formas. En estos contextos los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios comúnmente usado pueden producir resultados consistentes —asumiendo que el modelo está correctamente identificado— usando errores estándares agrupados (Cameron y Miller, 2010) cuando existen problemas de autocorrelación y heterocedasticidad grupal. El problema fundamental es que estas técnicas de estimación pueden resultar inconsistentes cuando existe correlación contemporánea. Inclusive, en contextos donde  $N$  es muy pequeña como en el presente estudio, usar errores estándares agrupados no es algo realmente aconsejable según Angrist y Pischke (2009, p. 234). Esto es porque la estimación de  $Cov(\hat{B})$  depende del número  $N$  de observaciones y sus propiedades en muestras pequeñas pueden ser incapaz de corregir problemas como el factor de Moulton (1986). Esto puede inducir falsos positivos o errores de tipo I en las pruebas de significancia estadística, por lo que se necesita de otra estrategia para estimar la varianza de una manera más eficiente para fines de la investigación.

Betz y Katz (1995) optaron por un estimador basado en mínimos cuadrados ordinarios (MCO de ahora en adelante) para lidiar con formas generales de correlación contemporánea y heterocedasticidad llamado regresión de panel con errores estándares corregidos (PCSE en inglés). Según Betz y Katz (1995), en contextos en donde  $N < T$  o en donde la ratio de  $N/T$  es relativamente alto, PCSE produce estimaciones consistentes y eficientes en el contexto donde los errores estándares siguen la estructura del panel. Incluso, según simulaciones de Monte Carlo, en casos en donde  $T \geq 15$  como exponen los autores, PCSE puede superar a MCO en la estimación de la varianza. Asumiendo el supuesto de que los errores estándares siguen la estructura del panel, la varianza de las estimaciones es incorrecta. Si partimos de la fórmula de calcular la variabilidad

de los coeficientes mediante MCO, la cual se obtiene por medio de la raíz cuadrada de los términos diagonales de:

$$Cov(\hat{B}) = (X^T X)^{-1} \{X^T \Omega X\} (X^T X)^{-1} \quad (6)$$

En este contexto explicado anteriormente, la fórmula en (6) es incapaz de estimar los verdaderos errores estándares debido a que los errores no obedecen a una estructura esférica, es decir, que  $\Omega \neq \sigma^2 I$ . Debido a esto, no se puede estimar usando MCO dado que la estructura del panel viola los supuestos que garantiza consistencia e insesgadez. Para solucionar esto Betz y Katz (1995) parten de (6) y, asumiendo que los errores siguen la estructura del panel, podemos decir que  $\Omega$  es una matriz bloque diagonal  $NT \times NT$  con una matriz  $N \times N$  de covariantes contemporáneas a lo largo del bloque diagonal que llamaremos  $\Sigma$ . Si asumimos que los residuos por MCO para una unidad  $i$  y para un tiempo  $t$  se representan por el término  $e_{i,t}$ , se puede estimar  $\Sigma$  por medio de la siguiente ecuación:

$$\hat{\Sigma}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^{T_{i,j}} e_{i,t} e_{j,t}}{T_{i,j}} \quad (7)$$

Ahora con la estimación de  $\Sigma$  es posible re-estimar  $\Omega$  mediante crear una nueva matriz diagonal al introducir la matriz  $T \times N$  estimada de  $\Sigma$ . A partir de esto podemos simplificar (5):

$$\hat{\Sigma} = \frac{(E^T E)}{T} \quad (8)$$

En donde  $\Sigma$  es la matriz  $N \times T$  de los residuos y con esta podemos estimar  $\Omega$  mediante realizar una operación de Kronecker entre la  $\Sigma$  estimada y la matriz de identidad  $I_T$ , la cual da como resultado dicha matriz de bloque diagonal  $\Omega$ :

$$\hat{\Omega} = \hat{\Sigma} \otimes I_T \quad (9)$$

Y, como nos nuestra Beck y Katz, (1995, p. 638) al poder estimar a  $\hat{\Omega}$  podemos sustituir (9) por el  $\Omega$  de la ecuación (6) y estimar PCSE por medio de mínimos cuadrados:

$$Cov(\hat{B}) = (X^T X)^{-1} \{X^T (\hat{\Sigma} \otimes I_T) X\} (X^T X)^{-1} \quad (10)$$

**Anexo 2.***Pruebas de post estimación*

En este apartado se exponen pruebas de post estimación de los modelos de Bootstrap *Corrected Dynamic Fixed Effect* de Everaert y Pozzi (2007).

**Variable dependiente del modelo: Participación en el ingreso del 20 % más rico.**

La correlación contemporánea absoluta ( $\rho$ ) es de 0.19 y 0.20 respectivamente, indicando débil correlación contemporánea.

**Tabla A1***Pruebas de correlación contemporánea*

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean $\rho$	mean abs( $\rho$ )
Residuos BCFE	-0.992	0.321	17	-0.04	0.19
Residuos PCSE	-0.911	0.362	17	-0.03	0.20

La prueba de Born y Breiung arroja que se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial de orden p (2 rezagos).

**Tabla A2***Pruebas de autocorrelación serial*

Variable	Q(p)-stat	p-value	N	Max (T)
Residuos BCFE	2.14	0.343	10	17
Residuos PCSE	0.39	0.824	10	17

**Variable dependiente del modelo: Participación en el ingreso del 20 % más pobre**

La correlación contemporánea absoluta ( $\rho$ ) es de 0.19 (BCFE) y 0.21 (PCSE) para el modelo indicando débil correlación contemporánea.

**Tabla A3***Pruebas de correlación contemporánea*

Variable	CD-test	p-value	average joint T	mean $\rho$	mean abs( $\rho$ )
Residuos BCFE	-0.389	0.697	17	-0.01	0.19
Residuos PCSE	-0.08	0.936	17	0.000	0.21

La prueba de Born y Breiung arroja que se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial de orden  $p$ , (2 rezagos).

**Tabla A4***Pruebas de autocorrelación serial*

Variable	Q(p)-stat	p-value	N	Max (T)
Residuos BCFE	3.55	1.7	10	17
Residuos PCSE	0.40	0.818	10	17

**Anexo 3.***Prueba de Mundlak*

Las pruebas de Mundlak arrojan que existe una diferencia en los coeficientes de efectos fijos y efectos aleatorios, justificando que la heterogeneidad inobservable sea un efecto a considerar en la estrategia empírica.

**Tabla A5***Prueba de Mundlak para estimar  $\text{Corr}(\alpha_i, x_{it}) = 0$* 

Var. Dependiente	Prueba de Mundlak	
$QT_{it}$	Chi2(4)	45.11
	P-valor	0.00
$QB_{it}$	Chi2(4)	48.11
	P-valor	0.00