

# Efecto de la inversión extranjera directa en el consumo de energía renovable para 18 países de América Latina

Effect of foreign direct investment on renewable energy consumption for 18 Latin American countries.

Edwin Jiménez<sup>1</sup> | Jessica Guamán<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador

## Correspondencia

Bryan Rivera, Carrera de Economía, Universidad Nacional de Loja, Loja, Ecuador  
Email: edwin.e.jimenez@unl.edu.ec

## Agradecimientos

Club de Investigación de Economía (CIE)

## Fecha de recepción

Enero 2022

## Fecha de aceptación

Junio 2022

## Dirección

Bloque 100. Ciudad Universitaria Guillermo Falconí. Código Postal: 110150, Loja, Ecuador

## RESUMEN

La presente investigación evalúa la relación entre la inversión extranjera directa y consumo de energía renovable en 18 países de América Latina durante el periodo de 1990-2015. Se aplicó un modelo econométrico de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) con datos panel, una prueba de Westerlum (2007) para determinar si existe cointegración en el largo plazo, y también una prueba de Granger (1969) para establecer causalidad entre las variables. Los principales resultados, demuestran que la Inversión Extranjera Directa (IED) tiene un efecto positivo en el consumo de energía renovable a nivel de América Latina, Países de Ingresos Medios Altos (PIMA) y Países de Ingresos Medios Bajos (PIMB). Sin embargo, los Países de Ingresos Altos (PIA) tienen un efecto negativo y estadísticamente no significativo. Las pruebas de cointegración de Westerlund (2007), demostraron la existencia de vectores de cointegración en el largo plazo entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable. Las pruebas de causalidad de Dumitrescu-Hurlin demostraron que existe causalidad bidireccional para los 18 países de América Latina y PIA. Las implicaciones deben estar orientadas al tema de los impuestos sobre la IED para atraer empresas internacionales a países donde es casi nula para lograr aumentar el consumo de energía renovable.

**Palabras clave:** Energía renovable. Inversión extranjera directa. Datos panel.

**Códigos JEL:** Q42; E22; O54; C23.

## ABSTRACT

This research evaluates the relationship between foreign direct investment and renewable energy consumption in 18 Latin American countries during the period 1990-2015. A Generalized Least Squares (GLS) econometric model was applied with panel data, a Westerlum (2007) test to determine if there is long-term cointegration, and a Granger (1969) test to establish causality between the variables. The main results show that Foreign Direct Investment (FDI) has a positive effect on the consumption of renewable energy at the level of Latin America, Upper Middle Income Countries (PIMA) and Low Middle Income Countries (LMIC). However, High Income Countries (HICs) have a negative and statistically insignificant effect. Westerlund's (2007) cointegration tests demonstrated the existence of long-term cointegration vectors between foreign direct investment and renewable energy consumption. The Dumitrescu-Hurlin causality tests showed that there is bidirectional causality for the 18 Latin American countries and PIAs. The implications must be oriented to the issue of taxes on FDI to attract international companies to countries where it is almost nil in order to increase the consumption of renewable energy.

**Keywords:** Renewable energy. Foreign direct investment. Dashboard data.

**JEL codes:** Q42; E22; O54; C23.

## 1 | INTRODUCCIÓN

En los últimos años, la IED en el consumo de energía renovable está en proceso de implementación, debido a las preocupaciones por el cambio climático y los problemas que causa la energía fósil. En este sentido, España es uno de los países que ha protagonizado la apuesta por las energías renovables. De hecho, en la década de 2000, su consumo de energía renovable aumentó en 120,8%; frente a 76,8% del conjunto de la Unión Europea (UE). En cambio, en la región de Latinoamérica la mayoría de los montos que las empresas extranjeras invierten en energías renovables no se registra IED. Esto se debe porque en este sector casi todas las inversiones se ejecutan bajo la modalidad de financiamiento de proyectos, en la que solo una pequeña parte de la inversión se financia con capital de la empresa (entre el 10% y el 20%) y el resto se cubre con préstamos bancarios (Robles y Rodríguez, 2018). Eso se debe principalmente, porque las naciones latinoamericanas están en proceso de industrialización, donde no centralizan los recursos para aumentar el consumo de energía renovable, sino se enfocan en temas más socioeconómicos.

La presente investigación se basa en la hipótesis de Halo que considera que la IED tiene un efecto positivo sobre el medio ambiente, es decir que la IED ayuda a reducir las emisiones de CO<sub>2</sub>. La hipótesis en la que se basa el trabajo es, un aumento de la inversión extranjera directa influye de manera positiva en el consumo de energía renovable. En este contexto, existen diversos estudios que capturan la relación entre el consumo de energía renovable y la inversión extranjera directa, un claro ejemplo se refleja en la investigación de Doytch y Narayan, (2016) donde indicaron que la presencia de empresas extranjeras en cualquier sector puede actuar como catalizador para mejorar el consumo de energía renovable de las empresas nacionales. Además, existe evidencia de que ciertas industrias y países, las empresas extranjeras también cumplen con altos estándares ambientales y contribuyen a impulsar el consumo de energía renovable (Eskeland y Harrison, 2003).

El vínculo entre energía renovable y las entradas de IED dan un efecto negativo entre estas variables, debido a que las empresas extranjeras se enfocan en sectores distintos a el consumo de energía renovable. Para cumplir con el objetivo de investigación que se basa en evaluar la relación entre la inversión extranjera directa y consumo de energía renovable en América Latina, empleando datos de panel en el período 1990-2015. Los datos que se utilizaran son de la base del World Development Indicators (WDI) elaborada por el Banco Mundial (2020). Se utilizarán solo 18 países por la falta de datos, ya que, no existen para todos los países de América Latina y no están actualizados hasta los últimos años. La metodología que se aplicará para comprobar la hipótesis es el modelo de GLS, la prueba de Westerlund y Edgerton, (2007) para determinar si existe cointegración en el largo plazo y la prueba de Granger (1969), para establecer si existe causalidad unidireccional o bidireccional entre las variables.

Los resultados más relevantes podemos concluir que, en el modelo GLS la inversión extranjera directa tiene un efecto positivo en el consumo de energía renovable a nivel de América Latina, PIMA y PIMB. Sin embargo, los PIA tienen un efecto negativo y estadísticamente no significativo. Las pruebas de cointegración de Westerlund y Edgerton (2007) demostraron la existencia de vectores de cointegración en el largo plazo entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable, por lo tanto, el consumo de energía renovable influye en la inversión extranjera directa en el largo plazo. Las pruebas de causalidad de Granger (1969), demostraron que existe causalidad bidireccional para los 18 países de América Latina y PIA. Mientras que, para los PIMA Y PIMB no existe causalidad. Este trabajo investigativo tiene como aporte contribuir con nueva evidencia empírica, dado que, en la región de América Latina las investigaciones acerca de este tema son escasas. Además, los re-

sultados de la investigación son similares a los resultados obtenidos por (Keeley y Ikeda, 2017; Mielnik y Goldemberg, 2002; Salim et al., 2017; Sarkodie et al., 2020).

El presente trabajo investigativo está estructurado en cinco secciones. La primera sección se encuentra la introducción, la segunda sección presenta una revisión de la literatura basada en investigaciones empíricas realizadas en España. En la sección tres se describe la metodología aplicada. La cuarta sección discute los resultados con la evidencia empírica, además se describe el aporte de autor. Por último, la quinta sección presenta las conclusiones y las implicaciones políticas de la investigación.

## 2 | REVISIÓN DE LITERATURA

Recientemente, los estudios comenzaron a centrarse en la relación entre la IED y el consumo de energía renovable (Khan et al., 2014). En este sentido, la revisión de literatura está clasificada en tres partes: la primera hace referencia a la teoría en la que se basa la investigación, la segunda los diversos estudios que existen sobre la relación de las variables mencionadas anteriormente y tercero en la brecha en la literatura científica.

En este contexto, la presente investigación toma como referencia la Hipótesis de Halo de Contaminación, que considera a la inversión extranjera directa tiene un efecto positivo sobre el medio ambiente, es decir, la IED ayuda a aumentar el consumo de energía renovable (Fadly, 2019; Rafindadi et al., 2018). Asimismo, supone que una empresa proveniente de países desarrollados dispone de tecnología más avanzada y de alguna manera más limpia y menos dañina para el medio ambiente. Mert Böyük, 2016, Paramati et al., 2017, Zhang y Zhou, 2016, validaron la hipótesis del halo de contaminación; es decir, la IED y las energías renovables son favorables al medio ambiente en los países del G20 y G21 países del anexo de Kioto, respectivamente. En otro estudio realizado por Albulescu et al., 2019, Neves et al., 2020, sostienen que la Hipótesis de Halo de contaminación es efectiva en los países europeos por la eficacia de las políticas para aumentar el consumo de energía renovable.

Por otra parte, se presentan los estudios que varios investigadores han encontrado una relación positiva entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable. En un estudio realizado por Keeley y Ikeda, 2017, Mielnik y Goldemberg, 2002, Salim et al., 2017, Sarkodie et al., 2020, encontraron una relación positiva entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable, es decir, a medida que aumenta la IED en 1% el consumo de energía renovable también aumenta, la razón de esto se debe al uso de tecnologías modernas que traen a economías en vías de desarrollo. Anwar et al., (2021), Doytch y Narayan, (2016), Lee, (2013), concluyeron en sus estudios que la IED ayuda de manera positiva y significativa a incrementar el consumo de energía renovable, pero este efecto puede variar en magnitud e importancia según el sector donde se destine la IED. En este sentido, la afluencia que tiene las entradas de IED en los países subdesarrollados y en vías de desarrollo ayuda en las prácticas que ayudan a aumentar el consumo de energía renovable para disminuir los efectos del cambio climático (Adams, 2008; Hanif et al., 2019; Sarkodie y Strezov, 2019).

Alam et al., 2015, Jiang et al., 2015, Keeley y Ikeda, 2017, señalaron que la razón principal para que los países extranjeros inviertan en energía renovable se debe a las políticas de apoyo encaminadas a las energías renovables. Al mismo tiempo, Ibrahiem, 2015, Qamruzzaman Jianguo, 2020, Yilanci et al., 2019, manifestaron que las variables inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable se encuentran cointegradas en Rusia, China y Sudáfrica, dando como resultado que las dos variables se mueven en conjunto en el largo plazo. Er y Col, (2018), (Teixeira et al., 2017) Cai y Menegaki, (2019), Forte (2017), indicaron que el consumo de energía

renovable está determinado por las entradas de IED, el desarrollo financiero y los gastos de investigación y desarrollo a largo plazo son significativos para aumentar el consumo de energía renovable.

En segundo lugar, se encuentran las investigaciones con efecto negativo entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable como es el caso de (Herrerías et al., 2013) examinaron el vínculo entre renovables producciones de energía, entradas de IED y apertura comercial para los BRICS países y Turquía mediante técnicas de datos de panel. De acuerdo a los hallazgos, Adom et al., 2019, Muhammad y Khan, 2019, Sirin, 2017, Teixeira et al., 2017, Xu et al., 2021, encontraron que estas variables se cointegran a largo plazo y la afluencia de la IED es negativa en la producción de energía renovable. En otros estudios realizados por Bersalli et al., (2020), concluyeron que relación entre la IED y el consumo de energía renovable es negativa, porque las empresas que invierten en los países nacionales no solo se enfocan en el consumo de energía renovable, sino en otros sectores. Además, Koengkan et al., (2019), Washburn y Romero, (2019), Zafar et al., (2020), mencionaron que el resultado negativo entre IED y consumo de energía renovable en América Latina se debe principalmente porque los incentivos fiscales son insuficientes para asegurar el despliegue de tecnologías de energía renovable.

Teniendo en cuenta, la relación entre el PIB y el consumo de energía renovable, Azam et al., (2015); Ji y Zhang, (2019); Nguyen y Kakinaka, (2019); Wang y Wang, (2020), mencionaron que el PIB tiene una relación significativa con el consumo de energía renovable en el largo plazo, ya que, se produce una modesta desaceleración en el crecimiento del PIB per cápita. Por otro lado, Dogan et al., (2020); Fan y Hao, (2020); Smolović et al., (2020), indicaron que el PIB per cápita no produce un cambio significativo en el corto plazo por la falta de tecnología y políticas en los países en vías de desarrollo.

Por último, la brecha que existe en la literatura sobre el tema de investigación se muestra en el periodo establecido y en la región, dado que, en Latinoamérica los estudios sobre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable son escasos, ya que, la mayoría de investigaciones se centran en el continente asiático o en China específicamente. Es por este motivo, que el aporte que se brindará es la innovación de los datos, la metodología empleada y sobre todo el lugar estudio. Además, este estudio servirá para referencia en futuras investigaciones.

### 3 | DATOS Y METODOLOGÍA

#### 3.1 | Datos

Para la presente investigación, se utilizarán los datos de la base del World Development Indicator (WDI) elaborado por el Banco Mundial (2020). El estudio se basa para los países de Latinoamérica en el periodo 1990 al 2015. Tomando en cuenta la evidencia empírica, como variable dependiente se utilizará el consumo de energía renovable y como variable independiente la inversión extranjera directa, adicionalmente, se incorporan variables de control que son el PIB per cápita y consumo de energía no renovable para aumentar una mayor robustez al modelo econométrico y también, estas variables son utilizadas en la evidencia empírica expuesta en la revisión de literatura. Para facilitar la estabilidad y facilidad de la interpretación de los resultados, los datos se los transformarán en logaritmos. En la Tabla 1, se detallan las variables que se usarán en la investigación.

Tabla 1. Descripción de las variables

Tipo de Variable	Variable	Símbolo	Descripción	Unidad de Medida	Fuente
Dependiente	Consumo de energía renovable	CER	La energía renovable es energía que se deriva de procesos naturales que se reponen constantemente.	% consumo total de energía, escala logarítmica.	WDI (2020)
Independiente	Inversión Extranjera Directa	IED	MEs la suma del capital accionario, la reinversión de las ganancias, otras formas de capital a largo plazo y capital a corto plazo, tal como se describe en la balanza de pagos.	% del PIB	WDI (2020)
Control	PIB per cápita	IPIB	El PIB per cápita es el producto interno bruto dividido por la población de mitad de año.	Precios constantes del 2010, escala logarítmica.	WDI (2020)
Control	Consumo de energía no renovable	CENR	El uso de energía se refiere al consumo de energía primaria antes de la transformación en otros combustibles finales.	kg de equivalente de petróleo per cápita, escala logarítmica.	WDI (2020)

#### 3.2 | Metodología

Para la resolución de cada objetivo específico en la presente investigación se empleará una metodología econométrica detallada de la siguiente manera: Primero, para el objetivo 2 se estima la regresión base entre la IED y el consumo de energía renovable. La relación que se presenta se detalla en la ecuación (1).

$$\log(CER)_{i,t} = f(\log(IED)_{i,t}) \tag{1}$$

Donde, el logaritmo del consumo de energía renovable  $\log(CER)$  está en función del logaritmo de la inversión extranjera directa  $\log(IED)$ , la  $i$  representa el número de países de Latinoamérica ( $i = 1, 2, 3, \dots, 15$ ), mientras que  $t$  significa el número de años o el periodo de análisis ( $t = 1990, 1991, \dots, 2015$ ). A partir de la ecuación 1 se deriva el modelo Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y se plantea la ecuación (2):

$$\log(CER)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log(IED)_{i,t} + \beta_2 \log(PIB)_{i,t} + \beta_3 \log(CENR)_{i,t} + \epsilon_{i,t} \tag{2}$$

En donde,  $PIB_{i,t}$ ,  $t$  representa el producto interno bruto dividido para la población,  $CENR$  mide el efecto del consumo de energía no renovable sobre la producción y  $\varepsilon_{i,t}$  es el término de error. Después, se aplica el test de Hausman (1978) permite determinar el efecto que se debe usar entre fijos y aleatorios, para después estima las pruebas de Wooldridge, (2002) y de Breusch y Pagan (1980) que muestran si existe algún problema de autocorrelación y heteroscedasticidad en las variables. Posteriormente, se aplica pruebas de raíz unitaria de Im et al., (2003) y Breitung (2000) siendo sus abreviaturas IPS y LLC que determinan el nivel de integración de las variables. Utilizando el modelo propuesto por Enders et al., (2002) se plantea la ecuación (3).

$$\log(CER)_{i,t} = \alpha_0 + \lambda_1(IED)_{i,t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_{ij}(IED)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Donde,  $\alpha_0$  representa la intersección,  $\lambda_1$  denota la tendencia;  $\varepsilon_{i,t}$  captura el término error y  $p$  es la longitud del desfase. Cabe recalcar, que el "valor  $p$ " es menor a 0,05 se concluye que la serie no es estacionaria, en caso contrario si es mayor a 0,05 la serie es estacionaria. Más adelante, se aplicarán test de primeras diferencias con la finalidad que los estimadores no se encuentren sesgados y evitar problemas al momento de correr el modelo.

Después de estimar las pruebas de raíces unitarias, se procede a realizar la relación a largo plazo entre las variables del modelo, para esto se utiliza dos pruebas de cointegración. La primera se basa en la prueba de Westerlund (2007), la cual se realiza por medio de siete estadísticos, teniendo en cuenta que la hipótesis nula es que no existe cointegración. Además, la metodología de cointegración fue tomada en cuenta por trabajos hechos por Fan y Hao (2020); Yilanci et al., (2019), en estudios similares relacionados con la variable independiente consumo de energía renovable. Los paquetes econométricos aplicados de cointegración fueron desarrollados por (Persyn, 2008). En la ecuación (4) se detalla:

$$\log(CER)_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \log(IE)_{i,t} + \sum_{k=-kt}^{ki} \log(CER)_{i,t} + \log(IE)_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde,  $\log CER(i, t)$ , es el logaritmo del consumo de energía renovable para cada país  $i$  ( $i = 1, \dots, 18$ ) en el periodo  $t$  ( $t = 1990, \dots, 2015$ ); El  $\log IE(i, t)$  constituye la variable independiente del modelo cointegrado con pendientes  $\beta_1$ . Finalmente, para dar cumplimiento al objetivo específico 3 se utilizará la prueba de Granger (1988) realizada por Dumitrescu y Hurlin (2012) en un modelo econométrico de datos panel y para evidenciar la existencia de causalidad entre la variable dependiente e independiente. En este sen-

tido, la prueba de Granger (1988) fue aplicada en estudios similares realizados por Khan et al., (2021); Khrbich et al., (2021); Qamruzzaman y Jianguo (2020). Además, se utilizaron los paquetes econométricos del programa STATA 14 realizados por Lopez y Weber (2017). A continuación, se presenta la ecuación (5) de causalidad.

$$\log(CER)_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_i^k \log(CER)_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^k (x_{i,t-k}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Donde,  $\beta_i = \beta_i(1) \dots \beta_i^k$   $\gamma_i$   $\alpha_i$  son fijos en el tiempo.  $x_{i,t-k}$  representa las variables independientes del modelo econométrico.  $\gamma_i^k$  y  $\beta_i^k$  denotan el modelo autorregresivo y el coeficiente de correlación.  $\varepsilon_{i,t}$  representa el término de error.

## 4 | DISCUSIÓN Y RESULTADOS

En la Tabla 2 se exponen los resultados de la regresión GLS para América Latina y por grupos de países clasificados por el nivel de ingreso per cápita en el periodo 1990-2015. La variable dependiente es el consumo de energía renovable y las variables independientes son el consumo de energía no renovable y el PIB per cápita. El modelo GLS fue empleado debido a los problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad que presenta el modelo básico. Los resultados, indican que el impacto del consumo de energía no renovable y el PIB per cápita es heterogéneo entre los grupos de países. La elasticidad de cambio de la IED con respecto a la energía renovable oscila entre 0,14 y 0,26 para los países clasificados por el nivel de ingresos y de 0,18 para todos los países. La elasticidad de cambio de la IED con respecto a la energía renovable oscila entre -0,74 y -0,98 para los países clasificados por el nivel de ingresos y de -0,922 para todo el panel. La elasticidad de cambio de la IED con respecto al PIB per cápita oscila entre -0,19 y -0,54 para los países clasificados por el nivel de ingresos y de -0,66 para todos los países.

Tomando en cuenta los valores analizados, se puede determinar que el impacto de la IED en el consumo de energía renovable es positivo para los países de ingresos medios altos, países de ingresos medios bajos y el panel de datos. Los resultados encontrados son similares con las investigaciones de Keeley y Ikeda, (2017); Mielnik y Goldemberg (2002); Salim et al., (2017); Sarkodie et al., (2020), encontraron que la relación entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable es positiva, es decir, a medida que aumenta la IED en 1% el consumo de energía renovable también aumenta, la razón de esto se debe al uso de tecnologías modernas que traen a economías en vías de desarrollo. En contraste, autores como por Bersalli, Menanteau y Methni (2020), indican que relación entre la IED y el consumo de energía renovable es negativa, dado que, las empresas que invierten en los países nacionales no solo se enfocan en el consumo de energía renovable, sino en otros sectores.

Tabla 2. Modelo GLS con variables de control

VARIABLES	AL	PIA	PIMA	PIMB
IED	0,18*** (4,44)	-0,12 (-1,39)	0,14* (2,07)	0,26*** (3,31)
CENR	-0,92*** (-161,98)	-0,95*** (-24,12)	-0,96*** (-143,05)	-0,74*** (-37,76)
IPIB	-0,67*** (-7,74)	0,26 (0,94)	-0,55*** (-5,97)	-0,19*** (-9,67)
Constante	112,6***** (58,05)	94,21*** (14,29)	112,7*** (48,78)	323,0*** (13,78)
Observaciones	468	78	260	130

Posteriormente, se procedió a aplicar la prueba de homogeneidad de Pesaran Yamagata (2008) que se presenta en la Tabla 3 expone los resultados. Esta prueba parte con la hipótesis nula que hace referencia a que hay homogeneidad en la pendiente. Los resultados muestran que no hay homogeneidad de la pendiente en el panel de datos. En este sentido, se reporta la prueba simple y ajustada con sus respectivas probabilidades, las cuales son estadísticamente significativas al 0,05 %. Esta prueba de homogeneidad también fue aplicada en estudios realizados por Yilanci et al., (2019), donde encontraron que no hay cointegración en las variables analizadas.

**Tabla 3. Prueba de homogeneidad de Pesaran Yamagata (2008)**

Pruebas	Valor	Valor p
$\Delta$	15,16	0,00
$\Delta_{adj}$	16,93	0,00

$H_0$ : los coeficientes de la pendiente son homogéneos

Después, de la aplicación de la prueba de homogeneidad se realizaron pruebas de dependencia en las secciones transversales para lograr resultados consistentes. Las pruebas utilizadas fueron desarrolladas por Pesaran (2014 y 2015), donde los resultados demuestran que se deben aplicar pruebas de segunda generación. Posteriormente,

se aplicaron pruebas de segunda generación de raíz unitaria para ver si la serie temporal es estacionaria, para esto se implementó las pruebas de Breitung (2000) y Pesaran (2003). Más adelante, se procedió a correr la prueba de cointegración a largo plazo de Westerlund (2007), donde se puede determinar en la Tabla 3, que no existe cointegración por parte de los 18 países de América Latina. En los PIA es incierto si existe cointegración. Para los PIMA hay cointegración en al menos un país de todo el panel de datos, lo que significa que existe una relación de equilibrio de largo plazo, es decir, las variables se mueven de manera conjunta y simultánea en el tiempo.

Por último, para los PIMB es incierto si existe cointegración, dado que, los estadísticos reflejan en la misma medida que existe y no existe cointegración a largo plazo. A partir de los resultados, Cheng, et al (2021); Khan y Muhammad (2019); Rose et al., (2017); Adom et al., (2019); Sirin (2017), evidencian que el CER y la IED se cointegran a largo plazo, dado que ambas variables se mueven en el tiempo. Por otra parte, Washburn y Romero (2019); Qin et al., (2020) indicaron resultados distintos a los encontrados, debido a que las variables no se cointegran en el tiempo, se debe por el número de países aplicados y por el metodología.

**Tabla 4. Resultados de la prueba de cointegración en el largo plazo Westerlund (2007)**

Grupos	Estadísticos	Valor	Valor Z	Valor P
18 países	Gt	-2,95	-3,07	0,00
	Ga	-20,61	-5,37	0,00
	Pt	-14,62	-6,47	0,00
	Pa	-21,27	-8,54	0,00
Países de Ingresos Altos	Gt	-2,54	-0,37	0,36
	Ga	-19,13	-1,81	0,04
	Pt	-4,63	-1,11	0,13
	Pa	-18,57	-2,72	0,00
Países de Ingresos Medios Altos	Gt	-3,23	-3,38	0,00
	Ga	-19,84	-3,64	0,00
	Pt	-11,21	-5,18	0,00
	Pa	-19,88	-5,65	0,00
Países de Ingresos Medios Bajos	Gt	-2,64	-0,76	0,23
	Ga	-23,05	-3,63	0,00
	Pt	-5,06	-0,38	0,35
	Pa	-16,69	-2,83	0,00

En Tabla 5 se reportan los resultados de la prueba de causalidad de Dumitrescu-Hurlin para América Latina y grupos de países clasificados por el nivel de ingresos. Para los 18 países de América Latina, el consumo de energía renovable y la inversión extranjera directa existe causalidad unidireccional. Para los PIA, el consumo de

energía renovable y el consumo de energía renovable tienen una causalidad bidireccional. Para los PIMA, no existe causalidad en las variables. Por último, para los PIMB es igual que los PIMA no hay causalidad entre las variables.

**Tabla 5. Resultados de la prueba de causalidad de panel Dumitrescu-Hurlin**

Clasificación	Variables	CER	IED	CENR	PIB
18 países	CER	-	2,28(0,02)	0,52(0,60)	-1,27(0,20)
	IED	-0,00(0,99)	-	-	-
	CENR	0,50(0,62)	-	-	-
	PIB	0,70(0,48)	-	-	-
Países de Ingresos Altos	CER	-	0,07(0,94)	3,20(0,00)	-0,65(0,51)
	IED	1,20(0,23)	-	-	-
	CENR	2,21(0,03)	-	-	-
Países de Ingresos Medios Altos	PIB	0,32(0,74)	-	-	-
	CER	-	-1,69(0,09)	0,00(0,99)	-0,90(0,37)
	IED	-0,62(0,53)	-	-	-
	CENR	-1,35(0,18)	-	-	-
Países de Ingresos Medios Bajos	PIB	1,20(0,23)	-	-	-
	CER	-	-1,98(0,04)	-1,49(0,13)	-0,63(0,53)
	IED	-0,06(0,95)	-	-	-
	CENR	1,15(0,25)	-	-	-
	PIB	-0,62(0,53)	-	-	-

Los resultados asociados para los 18 países de América Latina y para los PIA son similares al estudio realizado por Fan y Hao (2019), donde encuentran que existe causalidad entre el consumo de energía renovable, el PIB per cápita y la inversión extranjera directa en China. Mientras, que Qamruzzaman y Jianguo (2020), reflejan en una investigación realizada para 94 países de todo el mundo, donde, los resultados encontrados demuestran la existencia de causalidad entre el consumo de energía renovable, el PIB per cápita y la inversión extranjera directa.

realizar más trabajos investigativos siguiendo esta línea de investigación utilizando nuevos métodos econométricos como datos de series de tiempo para estudiar y cuantificar los posibles efectos positivos y negativos de la inversión extranjera directa en el consumo de energía renovable. Se recomienda a los responsables de políticas orientarlas al tema de los impuestos sobre la inversión extranjera directa para atraer empresas internacionales a países donde esta es casi nula para lograr aumentar el consumo de energía renovable y ayude a dinamizar la economía de los países de América Latina.

## 5 | CONCLUSIONES

El bajo consumo de energía renovable es un problema que está presente en la mayoría de los países que integran América Latina. Esto se produce por los bajos niveles de inversión extranjera directa, por los altos costos de la maquinaria e insumos que se necesitan para construir las plantas de energía alternativa. También se debe, por alto riesgo país que presentan los países latinoamericanos y por las políticas que son escasas a contribuir al sector de energía renovable. En este sentido, la presente investigación analiza el efecto de la inversión extranjera directa en el consumo de energía renovable en 18 países de América Latina, clasificados a través del método Atlas (2018), durante el periodo 1990-2015.

Tomando en cuenta los resultados más relevantes podemos concluir que, en el modelo GLS la inversión extranjera directa tiene un efecto positivo en el consumo de energía renovable a nivel de América Latina, PIMA y PIMB. Sin embargo, los PIA tienen un efecto negativo y estadísticamente no significativo. Haciendo referencia a la hipótesis que se planteó al principio de la investigación se puede evidenciar que se cumple para tanto para los 18 países de América Latina como para PIMA y PIMB. Esto se debe, al momento de aumentar la inversión extranjera directa aporta de manera significativa al consumo de energía renovable a través de talento humano o tecnologías. Por otro lado, la prueba de cointegración de Westerlund (2007), demostraron la existencia de vectores de cointegración en el largo plazo entre la inversión extranjera directa y el consumo de energía renovable, por lo tanto, el consumo de energía renovable influye en la inversión extranjera directa en el largo plazo.

Las pruebas de causalidad de Dumitrescu-Hurlin demostraron que existe causalidad bidireccional para los 18 países de América Latina y PIA. Mientras que, para los PIMA Y PIMB no existe causalidad. En cuanto, a las limitaciones para la investigación fueron los datos, ya que, no existen para todos los países de América Latina y no están actualizados hasta los últimos años. Sin embargo, es necesario

## Referencias bibliográficas

- [1] Adams, S. (2008). Globalization and income inequality: Implications for intellectual property rights. *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 725-735.
- [2] Adom, P. K., Opoku, E. E. O., Yan, I. K. M. (2019). Energy demand-FDI nexus in Africa: Do FDIs induce dichotomous paths? *Energy Economics*, 81, 928-941.
- [3] Alam, A., Malik, I. A., Abdullah, A. Bin, Hassan, A., Faridullah, Awan, U., Ali, G., Zaman, K., Naseem, I. (2015). Does financial development contribute to SAARC'S energy demand? from energy crisis to energy reforms. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, 818-829.
- [4] Albulescu, C. T., Tiwari, A. K., Yoon, S. M., Kang, S. H. (2019). FDI, income, and environmental pollution in Latin America: Replication and extension using panel quantiles regression analysis. *Energy Economics*, 84(xxxx), 104504.
- [5] Anar, A., Siddique, M., Eyup Dogan, Sharif, A. (2021). The moderating role of renewable and non-renewable energy in environment-income nexus for ASEAN countries: Evidence from Method of Moments Quantile Regression. *Renewable Energy*, 164, 956-967.

- [6] Azam, M., Khan, A. Q., Zaman, K., Ahmad, M. (2015). Factors determining energy consumption: Evidence from Indonesia, Malaysia and Thailand. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 42, 1123–1131.
- [7] Bersalli, G., Menanteau, P., El-Methni, J. (2020). Renewable energy policy effectiveness: A panel data analysis across Europe and Latin America. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 133(August 2019).
- [8] Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 161–177.
- [9] Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239.
- [10] Dogan, E., Altinoz, B., Madaleno, M., Taskin, D. (2020). The impact of renewable energy consumption to economic growth: A replication and extension of Inglesi-Lotz (2016). *Energy Economics*, 90, 104866.
- [11] Doytch, N., Narayan, S. (2016). Does FDI influence renewable energy consumption? An analysis of sectoral FDI impact on renewable and non-renewable industrial energy consumption. *Energy Economics*, 54, 291–301.
- [12] Dumitrescu, E. I., Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450–1460.
- [13] Enders, W., Chung, P., Shao, L., Yuan, J. (2002). *Instructor's Resource Guide To Accompany Applied Econometric Time Series (2nd Edition)*. Wiley India Pvt. Limited, 2008, 480.
- [14] Eskeland, G. S., Harrison, A. E. (2003). Moving to greener pastures? Multinationals and the pollution haven hypothesis. *Journal of Development Economics*, 70(1), 1–23.
- [15] Fadly, D. (2019). Low-carbon transition: Private sector investment in renewable energy projects in developing countries. *World Development*, 122, 552–569.
- [16] Fan, W., Hao, Y. (2020). An empirical research on the relationship amongst renewable energy consumption, economic growth and foreign direct investment in China. *Renewable Energy*, 146, 598–609.
- [17] Granger, C. W. J. (2008). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Essays in Econometrics Vol II: Collected Papers of Clive W. J. Granger*, 37(3), 31–47.
- [18] Hanif, I., Faraz Raza, S. M., Gago-de-Santos, P., Abbas, Q. (2019). Fossil fuels, foreign direct investment, and economic growth have triggered CO2 emissions in emerging Asian economies: Some empirical evidence. *Energy*, 171, 493–501.
- [19] Hausman. (1978). *Specification Testing*. 46(6), 73–101.
- Herrerias, M. J., Cuadros, A., Orts, V. (2013). Energy intensity and investment ownership across Chinese provinces. *Energy Economics*, 36, 286–298.
- [20] Ibrahiem, D. M. (2015). Renewable Electricity Consumption, Foreign Direct Investment and Economic Growth in Egypt: An ARDL Approach. *Procedia Economics and Finance*, 30(15), 313–323.
- [21] Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- [22] Ji, Q., Zhang, D. (2019). How much does financial development contribute to renewable energy growth and upgrading of energy structure in China? *Energy Policy*, 128(71573214), 114–124.
- [23] Jiang, X., Zhu, K., Wang, S. (2015). The potential for reducing China's carbon dioxide emissions: Role of foreign-invested enterprises. *Global Environmental Change*, 35, 22–30.
- [24] Keeley, A. R., Ikeda, Y. (2017). Determinants of foreign direct investment in wind energy in developing countries. *Journal of Cleaner Production*, 161, 1451–1458.
- [25] Khan, M. A., Khan, M. Z., Zaman, K., Irfan, D., Khatab, H. (2014). Questioning the three key growth determinants: Energy consumption, foreign direct investment and financial development in South Asia. *Renewable Energy*, 68, 203–215.
- [26] Koengkan, M., Fuinhas, J. A., Marques, A. C. (2019). The relationship between financial openness, renewable and nonrenewable energy consumption, CO2 emissions, and economic growth in the Latin American countries: An approach with a panel vector auto regression model. In *The Extended Energy-Growth Nexus: Theory and Empirical Applications*. Elsevier Inc.
- [27] Lee, J. W. (2013). The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth. *Energy Policy*, 55, 483–489. ¿
- [28] Lopez, L., Weber, S. (2017). Testing for Granger causality in panel data. *Stata Journal*, 17(4), 972–984.

- [29] Mert, M., Bölük, G. (2016). Do foreign direct investment and renewable energy consumption affect the CO<sub>2</sub> emissions? New evidence from a panel ARDL approach to Kyoto Annex countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(21), 21669–21681.
- [30] Mielnik, O., Goldemberg, J. (2002). Foreign direct investment and decoupling between energy and gross domestic product in developing countries. *Energy Policy*, 30(2), 87–89.
- [31] Muhammad, B., Khan, S. (2019). Effect of bilateral FDI, energy consumption, CO<sub>2</sub> emission and capital on economic growth of Asia countries. *Energy Reports*, 5, 1305–1315.
- [32] Neves, S. A., Marques, A. C., Patrício, M. (2020). Determinants of CO<sub>2</sub> emissions in European Union countries: Does environmental regulation reduce environmental pollution? *Economic Analysis and Policy*, 68, 114–125.
- [33] Nguyen, K. H., Kakinaka, M. (2019). Renewable energy consumption, carbon emissions, and development stages: Some evidence from panel cointegration analysis. *Renewable Energy*, 132, 1049–1057.
- [34] Paramati, S. R., Mo, D., Gupta, R. (2017). The effects of stock market growth and renewable energy use on CO<sub>2</sub> emissions: Evidence from G20 countries. *Energy Economics*, 66, 360–371.
- [35] Persyn, D. (2008). Error-correction – based cointegration tests for. 2, 232–241.
- [36] Qamruzzaman, M., Jianguo, W. (2020). The asymmetric relationship between financial development, trade openness, foreign capital flows, and renewable energy consumption: Fresh evidence from panel NARDL investigation. *Renewable Energy*, 159, 827–842.
- [37] Rafindadi, A. A., Muye, I. M., Kaita, R. A. (2018). The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource-based economies of the GCC. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 25(December 2017), 126–137.
- [38] Salim, R., Yao, Y., Chen, G., Zhang, L. (2017). Can foreign direct investment harness energy consumption in China? A time series investigation. *Energy Economics*, 66, 43–53.
- [39] Sarkodie, S. A., Adams, S., Leirvik, T. (2020). Foreign direct investment and renewable energy in climate change mitigation: Does governance matter? *Journal of Cleaner Production*, 263, 121262.
- [40] Sarkodie, S. A., Strezov, V. (2019). Effect of foreign direct investments, economic development and energy consumption on greenhouse gas emissions in developing countries. *Science of the Total Environment*, 646, 862–871.
- [41] Sirin, S. M. (2017). Foreign direct investments (FDIs) in Turkish power sector: A discussion on investments, opportunities and risks. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 78(September 2016), 1367–1377.
- [42] Smolović, J. C., Muhadinović, M., Radonjić, M., Đurašković, J. (2020). How does renewable energy consumption affect economic growth in the traditional and new member states of the European Union? *Energy Reports*, 6(June), 505–513.
- [43] Teixeira, A. A. C., Forte, R., Assunção, S. (2017). Do countries' endowments of non-renewable energy resources matter for FDI attraction? A panel data analysis of 125 countries over the period 1995–2012. *International Economics*, 150, 57–71.
- [44] Wang, Q., Wang, L. (2020). Renewable energy consumption and economic growth in OECD countries: A nonlinear panel data analysis. *Energy*, 207, 118200.
- [45] Washburn, C., Pablo-Romero, M. (2019). Measures to promote renewable energies for electricity generation in Latin American countries. *Energy Policy*, 128(December 2018), 212–222.
- [46] Xu, C., Zhao, W., Zhang, M., Cheng, B. (2021). Pollution haven or halo? The role of the energy transition in the impact of FDI on SO<sub>2</sub> emissions. *Science of the Total Environment*, 763, 143002.
- [47] Yilanci, V., Ozgur, O., Gorus, M. S. (2019). The asymmetric effects of foreign direct investment on clean energy consumption in BRICS countries: A recently introduced hidden cointegration test. *Journal of Cleaner Production*, 237, 117786.
- [48] Zafar, M. W., Qin, Q., Malik, M. N., Zaidi, S. A. H. (2020). Foreign direct investment and education as determinants of environmental quality: The importance of post Paris Agreement (COP21). *Journal of Environmental Management*, 270(December 2019), 110827.
- [49] Zhang, C., Zhou, X. (2016). Does foreign direct investment lead to lower CO<sub>2</sub> emissions? Evidence from a regional analysis in China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58, 943–951.