

Análisis de cointegración de la IED y la industria manufacturera con datos de panel a nivel regional periodo 1992-2016

Tanya Luna¹, Brayan Tillaguango²

Carrera de Economía. Universidad Nacional de Loja. Loja, Ecuador

Fecha de recepción: Febrero 2019. Fecha de aceptación: Junio 2019

Resumen

El objetivo de esta investigación es examinar el efecto de la IED en la industria de las manufacturas por regiones del mundo en 136 países a nivel global agrupados por regiones durante el período 1992-2016. Utilizamos técnicas actuales de cointegración y causalidad para datos de panel tales como el test de cointegración de Pedroni (1999) para estimar el equilibrio de largo plazo, y corrección de error de Westerlund (2007) para determinar el equilibrio de corto y largo plazo, el método PDOLS y DOLS de Pedroni (2001) para estimar la fuerza del vector de cointegración, y el test de causalidad de Dumitrescu & Hurlin (2012) para verificar la existencia y dirección de causalidad entre parejas de variables. La aplicación de estas estrategias econométricas para datos de panel permite obtener resultados consistentes sobre la relación causal entre la IED y las manufacturas. Las políticas que se sugieren en base a los resultados de la investigación se centra en tres aspectos: incrementar el capital humano, mejorar la infraestructura y generar políticas comerciales favorables.

Palabras clave: Inversión extranjera directa; Manufacturas

Códigos JEL: F21. N6.

Cointegration analysis of FDI and manufacturing with panel data at regional level 1992-2016

Abstract

The objective of this research is to examine the effect of FDI in manufacturing by world regions in 136 countries globally grouped by region during the period 1992-2016. We use current cointegration and causality techniques for panel data such as Pedroni's (1999) cointegration test to estimate the long-term equilibrium, and Westerlund's (2007) error correction to determine the short- and long-term equilibrium, Pedroni's (2001) PDOLS and DOLS method to estimate the strength of the cointegration vector, and Dumitrescu & Hurlin's (2012) causality test to verify the existence and direction of causality between pairs of variables. The application of these econometric strategies to panel data allows for consistent results on the causal relationship between FDI and manufacturing. The policies suggested on the basis of the research results focus on three aspects: increasing human capital, improving infrastructure and generating favourable trade policies.

keywords: Foreign direct investment; Manufacturing

JEL codes: F21. N6.

¹Autor: Tanya Luna. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: tanya.luna@unl.edu.ec

²Coautor: Brayan Tillaguango. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: brayan.tillaguango@unl.edu.ec

1. Introducción

A nivel global las entradas de IED disminuyeron en un 2%, situándose en 1,75 billones de dólares en el año 2016, en un contexto de débil crecimiento económico y de importantes riesgos políticos los flujos hacia las economías en desarrollo resultaron especialmente afectados, con un descenso del 14% para situarse en 646.000 millones de dólares. Los flujos de IED hacia los países asiáticos en desarrollo se contrajeron en un 15% en 2016, situándose en 443.000 millones de dólares. En África la IED continuó cayendo hasta situarse en 59.000 millones de dólares, un 3% menos que en 2015, debido principalmente a los bajos precios de los productos básicos. La tendencia a la baja de los flujos de IED hacia América Latina y el Caribe se aceleró, con un descenso del 14% hasta situarse en 142.000 millones de dólares, debido a la continuación de la recesión económica, la debilidad de los precios de los productos básicos y las presiones sobre las exportaciones. Los flujos hacia los países menos adelantados disminuyeron en un 13%, situándose en 38.000 millones de dólares. La caída de la IED en Europa fue compensada con creces por un modesto crecimiento en América del Norte y un considerable aumento en otras economías desarrolladas (Naciones Unidas, 2017).

En este contexto, el objetivo de esta investigación es examinar el nexo causal de la IED y la industria manufacturera a nivel regional durante el periodo 1980-2016. Para lo cual, planteamos un conjunto de técnicas econométricas modernas de datos de panel. Primero, utilizamos un modelo de regresión mediante Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) en datos de panel para verificar la dirección de la relación entre las variables. Segundo, con el fin de asegurar que las series no presentan el problema de la no estacionalidad, estimamos el test de raíz unitaria tipo Fisher basado en las pruebas de Dickey & Fuller Aumentado (1981) y Philip & Perron (1988). Los resultados obtenidos con estas dos pruebas son contrastados con los resultados obtenidos mediante los test de Levine, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran & Shin (2003) y Breitung (2000). Tercero, para verificar la relación de corto y largo plazo, utilizamos el modelo de cointegración de Pedroni (1999) para determinar el equilibrio de largo plazo y el modelo de corrección de Westerland (2007) para encontrar el equilibrio de corto plazo entre las parejas de variables. El supuesto de esta investigación se basa en que mientras mayor sea la IED en un país mayor es el crecimiento del sector manufacturero en el corto y largo plazo. La literatura empírica que investiga el nexo causal entre la IED y la industria manufacturera han ignorado el rol de la fuerza del vector de cointegración para los grupos de países o países de forma individual. En consecuencia, esta investigación es relevante porque estimamos un modelo de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) para obtener la fuerza del vector de cointegración para los grupos de países clasificados de acuerdo a su nivel de ingreso. La fuerza del vector de cointegración de forma individual fue obtenida mediante un modelo de panel de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (PDOLS).

El resto de este trabajo tiene la siguiente estructura. La segunda sección contiene la revisión de literatura previa sobre el nexo la IED y las manufacturas. La tercera sección describe las fuentes estadísticas y plantea la estrategia econométrica. La cuarta sección reporta los resultados, los cuales son discutidos con la literatura previa. En la quinta sección constan las conclusiones de la investigación y las posibles implicaciones de política.

2. Revisión y literatura previa

Existen varios estudios que investigan el nexo causal entre la IED y la industria manufacturera. Cuando los casos de estudio son para un país en particular, la metodología más utilizada es el enfoque de cointegración de Johansen (1991) o ARDL desarrollado por Pesaran & Shin (1998) y Pesaran, Shin & Smith (2001). Mientras que las investigaciones con datos de panel utilizan modelos de cointegración para datos

de panel y causalidad tipo Granger. El enfoque de cointegración de Pedroni (1999) y el modelo de causalidad formalizado por Dumitrescu & Hurlin (2012) han sido ampliamente utilizados en la literatura empírica para examinar el nexo entre las fuentes de energía y la producción.

Para Pelegrín & Bolancé (2006) las industrias con un alto nivel de encadenamientos se dirigen a las regiones con elevada actividad manufacturera. En segundo lugar, las regiones que acumulan más actividades de investigación y desarrollo atraen a las industrias de alto contenido tecnológico. Es decir, los factores de aglomeración no siempre se han incluido entre los factores determinantes de la ubicación de la IED. De hecho, la mayoría de los estudios empíricos que trabajan con datos de los años 60, 70 y principios de los 80 descubrieron que la IED era, en ese momento, principalmente en forma totalmente nueva y orientada a los recursos y al mercado. Sin embargo, durante las últimas dos décadas, la IED ha experimentado cambios graduales y, como se ha vuelto cada vez más orientada hacia activos estratégicos, como el capital intelectual, sus necesidades de ubicación también han cambiado.

Estudios realizados por Mendoza (2011) en México sobre el impacto de la inversión extranjera directa (IED) en el crecimiento del sector manufacturero en el periodo 1999-2008 muestra un efecto positivo de la apertura del sector manufacturero. Por otra parte, cuando se considera en el modelo el crecimiento del personal calificado de la industria manufacturera puede considerarse a la IED como un determinante positivo para el crecimiento de este sector. Las estimaciones mostraron un efecto positivo muy reducido de la IED y de poca significancia estadística en el crecimiento del empleo del sector manufacturero, por lo que este resultado no es concluyente en cuanto al papel que directamente juega la IED en el crecimiento del sector manufacturero. Por otra parte, el modelo que estima el impacto de la IED en el crecimiento del valor agregado de la industria manufacturera (IEVA) mostró un coeficiente negativo y estadísticamente no significativo. Por ello, los resultados no confirman estimaciones previas donde existe un efecto marginalmente positivo de la IED en el crecimiento.

En investigaciones desarrolladas por Strat & Danciu (2015) en Rumania muestran claramente que existen diferencias sustanciales en el atractivo de las regiones rumanas, al analizar las entradas de IED. Los hallazgos son consistentes con la literatura, mostrando que existe una conexión importante entre los factores regionales (características de las regiones) y la Inversión Extranjera Directa. Yang *et al.* (2013) utiliza datos de panel a nivel de empresa de las industrias manufactureras de Taiwán de 1987 a 2000 para investigar el impacto de la inversión extranjera directa (IED) en la eficiencia técnica de las empresas de OFDI. Los resultados empíricos revelan que las eficiencias técnicas de las empresas manufactureras de Taiwán aumentaron, además, los resultados sugieren que los avances tecnológicos y la eficiencia técnica de las empresas manufactureras de Taiwán se correlacionan positivamente con su actividad de OFDI.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

Los datos que se utilizan en esta investigación son de los Indicadores de Desarrollo del Banco Mundial (2018). La variable dependiente es la industria de las manufacturas, la cual está medida a precios constantes del año 2010. La variable independiente es la IED (inversión extranjera directa) como porcentaje del PIB. El período considerado para esta investigación está desde 1992-2016 con una cobertura de 136 países que disponen de datos de las dos variables. La manera en la que influye la IED en la industria de las manufacturas es diferente según la región que se estudie y el nivel de desarrollo de las mismas. Por lo tanto, los países se clasificaron de acuerdo a las siete regiones presen-

tadas por el Banco Mundial: East Asia and Pacific, Europe and Central Asia, Latin America and the Caribbean, Middle East and North Africa, North America, South Asia y Sub-Saharan Africa.

La Figura 1 muestra las correlaciones a nivel global y por regiones entre la IED y la industria de las manufacturas. A nivel global existe una

alta correlación de las variables, sin embargo con el paso del tiempo esta correlación empieza a decrecer. Por otra parte, en el Sudeste Asiático y África Sub-sahariana la IED incide de manera positiva y está altamente correlacionada con la industria de las manufacturas. Mientras que las regiones restantes presentan una correlación alta que va decreciendo, a excepción de Norteamérica.

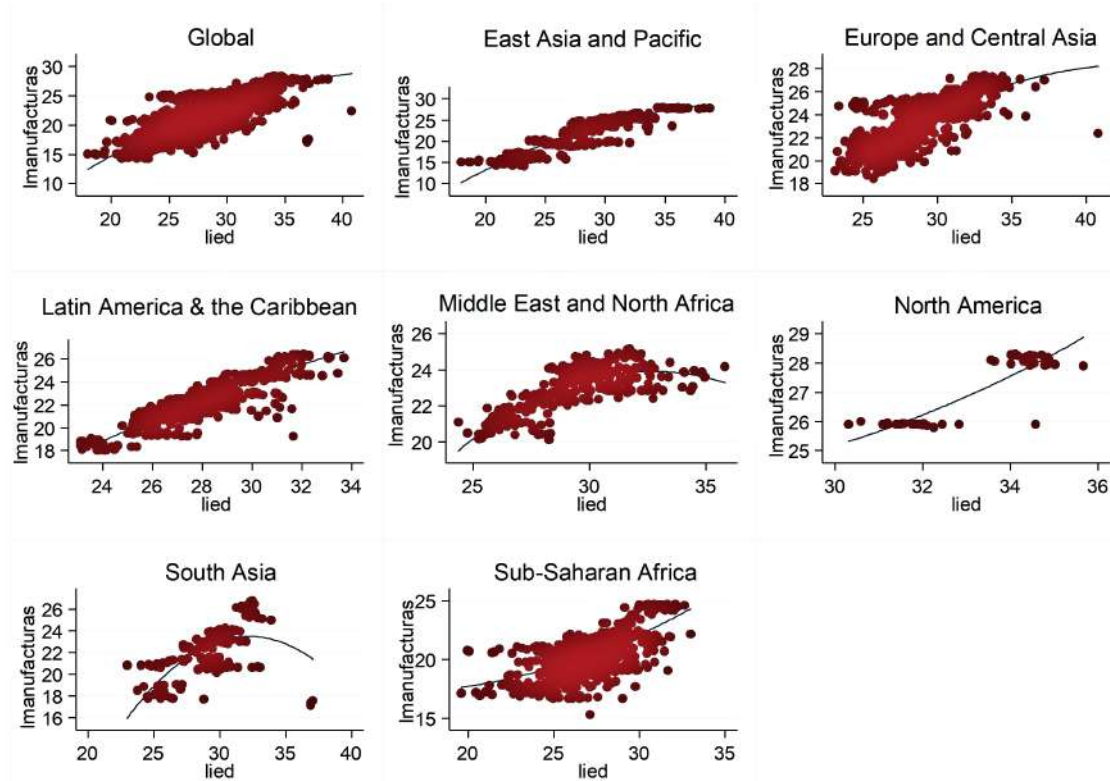


Figura 1. Correlación de la IED y la industria de las manufacturas

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas. Las tres variables forman un panel balanceado en tiempo y espacio con 3400 observaciones. La industrialización y la tasa de IED son

más estables entre países que en el tiempo. La desviación estándar sugiere que existe menor variabilidad entre los países que dentro de ellos.

Tabla 1. Defición de variables

Variable		Media	Des. Est.	Mínimo	Máximo	Observaciones
Industrialización	Global	5,40	1,84	15,42	1,98	N=3400
	Entre		1,83	32,37	1,65	n=136
	Dentro		2,64	-2,77	3,85	T=27
IED	Global	2,69	8,98	6,60	5,16	N=3400
	Entre		1,92	2,37	2,06	n=136
	Dentro		8,77	-2,04	4,96	T=27

3.2. Metodología

La estrategia econométrica para evaluar la cointegración entre la IED y las manufacturas se divide en cinco etapas. En la primera etapa, estimamos un modelo de regresión básico de datos de panel. La variable dependiente es el logaritmo de las manufacturas $\log(man_{i,t})$ y la variable independiente es el logaritmo de la IED $\log(ied_{i,t})$ del país $t = 1, \dots, 136$ del período $t = 1992, \dots, 2016$. Este modelo básico permite verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre las dos variables globalmente y por regiones. La Ecuación (1) formaliza la relación entre las dos variables:

$$\log(man_{i,t}) = (\gamma_0 + \delta_0) + \gamma_1 \log(IED_{i,t}) + \Theta_{i,t} \quad (1)$$

La prueba de Hausman (1978) se usó para elegir entre un modelo de efectos fijos o aleatorios. El modelo propuesto en la Ecuación (1) presenta autocorrelación y heterocedasticidad. Para corregir el sesgo en los estimadores causados por la autocorrelación y heterocedasticidad, se utiliza un modelo de mínimos cuadrados ordinarios generalizados (GLS). Los parámetros $(\gamma_0 + \delta_0)$ representan la variabilidad en el tiempo y sección transversal. Finalmente, el parámetro $\Theta_{i,t}$ es el término de error estocástico. En la teoría econométrica, es bien sabido que las series temporales tienen un componente de tendencia que hace que sea im-

posible medir de manera eficiente la relación entre ellas. Para garantizar que la serie no tenga el problema de la raíz unitaria, utilizamos un conjunto de pruebas, que coinciden en que la primera diferencia elimina el efecto de tendencia de las dos variables. Las pruebas utilizadas fueron: Dickey Fuller Augmented (1981), Phillips & Perron (1988), Levine, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran & Shin (2003), y Breitung (2002), que se pueden estimar a partir de la siguiente ecuación:

$$y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \alpha_1 + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde y_t es la serie que se supone que contiene al menos una raíz unitaria, α_0 es el intercepto y α_1 captura el efecto de tendencia en el tiempo t . ϵ_t es el error gaussiano, y p representa la longitud del desfase. En la Ecuación (2), cuando el parámetro λ es significativo, se concluye que al menos uno de los paneles tiene raíz unitaria. El uso de los cinco tests asegura que las series usadas en la estimación subsecuente no tengan problemas de raíz unitaria. La segunda etapa determina el equilibrio a corto y largo plazo entre las dos variables usando el test de cointegración desarrollado por Pedroni (1999), el equilibrio a largo plazo está determinado en base a la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{i-1} \beta_{i,j} X_{i,t=j} + \sum_{j=1}^{n-1} \omega_{1j} \gamma_{i,t=1} + \pi_i ECT_{t=1} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

Donde $y_{i,t}$ representa la variable dependiente del país i en el período t . β , ω y π son los parámetros a ser estimados y el término $ECT_{i,t}$ es el vector de cointegración a largo plazo. Finalmente, $\epsilon_{i,t}$ es el término de error aleatorio estacionario con media cero y es la longitud del desfase determinado con el criterio de información de Akaike (1974). Además, el equilibrio a corto plazo se determina mediante la prueba de Westerlund (2007) a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \delta_i d_t + \alpha_i (y_{i,t=1} - \beta_i X_{i,t=1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} y_{i,t=j} + \sum_{j=q_1}^{p_i} \gamma_{ij} X_{i,t=j} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

Donde $t = 1, \dots, T$ son los períodos estimados y $i = 1, \dots, N$ son los países considerados para la estimación. El término d_t es el componente determinístico. Se asume que el vector K -dimensional de $X_{i,t}$ es aleatorio e independiente de $\epsilon_{i,t}$ por lo que se supone que estos errores son independientes de i y t .

En la siguiente etapa se estima la fuerza del vector de cointegración utilizando el enfoque de Pedroni (2001). Esta estrategia permite evaluar la fuerza del vector de equilibrio entre la IED y la industria manufacturera. Para lograr este objetivo se estima a nivel de países un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS) y para la clasificación de regiones se aplica una dinámica ordinaria del modelo de

panel de mínimos cuadrados (PDOLS). La siguiente ecuación plantea la relación de las dos variables:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i X_{i,t} + \sum_{j=p}^P \gamma_{i,j} \Delta X_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (5)$$

Donde $y_{i,t}$ representa a la industria manufacturera, $i = 1, 2, \dots, 136$ países, $t = 1, 2, \dots, T$ es el tiempo, $p = 1, 2, \dots, P$ es el número de retardos y avances en la regresión DOLS, mientras δ_i mide el cambio en la industria de las manufacturas cuando IED cambia. De los coeficientes δ y los valores t se obtienen los valores promedio en todo el panel utilizando el método de los promedios grupales. Finalmente, se aplica el test formalizado por Dumitrescu & Hurlin (2012) para determinar la existencia y la dirección de causalidad entre las dos variables usando la siguiente expresión:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \gamma_j^k y_{i,t=k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^k X_{i,t-k} + v_{i,t} \quad (6)$$

En la Ecuación (6) se asume que $\beta_i = \beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)}$, y que el término α_i es fijo en la dimensión del tiempo. El parámetro autorregresivo γ_j^k y el coeficiente de regresión β_i^k varían entre las secciones transversales. La siguiente sección muestra los resultados obtenidos al aplicar las cuatro etapas de la estrategia econométrica.

4. Discusión de resultados

Los resultados que se reportan en la Tabla 2, muestran que existe mayor consistencia en el uso de efectos fijos para estimar las regresiones. Aplicamos la prueba de Wooldridge (1991), con lo cual determinamos que los datos presentan autocorrelación en todos los paneles y heterocedasticidad solo en el panel de Norte América. Con el fin de corregir estos problemas econométricos estimamos las regresiones a través de regresiones GLS siguiendo a Wooldridge (2002). En las regresiones GLS fue incluido el efecto fijo de tiempo y de los países, porque el test de Hausman (1978) indica que la diferencia en los coeficientes es sistemática. Además, las regresiones indican que la IED y las manufacturas tienen un efecto positivo en el producto real per cápita, siendo todos los coeficientes estadísticamente significativos al 0,1%. La Tabla 2 reporta los resultados de la estimación de la Ecuación (1). Estos resultados son consistentes con los resultados obtenidos por Pelegrín & Bolancé (2006), Adams & Opoku (2015), Cruz (2017), Adeniyi *et al.* (2012), Xiong & Yang (2016), Bahal *et al.* (2018), Ahmad *et al.* (2003), Pelegrín (2003), Pelegrín & Bolancé (2008), Fuji *et al.* (2013) y Ang (2009) quienes encontraron un efecto positivo de la IED y las manufacturas. Mientras que Mendoza (2011), Szanyi (2004), Sobrino (2002), Lagunes (2000), Pérez (2008), Brid (2016), Fuentes y Cárdenas (2010), Borensztein & De Gregorio (1998) señala que un incremento en IED genera crecimiento en el largo plazo.

Tabla 2. de las regresiones de línea base GLS

	Global	East Asia and Pacific	Europe and Central Asia	Latin America and the Caribbean	Middle East and North Africa	North America	South Asia	Sub-Saharan Africa
log(ied)	-0,001 (-0,09)	0,06*** (3,58)	-0,02* (-2,06)	-0,003 (-0,21)	-0,01 (-0,72)	-0,04 (-1,99)	-0,001 (-0,09)	0,06*** (3,58)
Test de Hausman	0,00	0,00	0,45	0,00	0,56	0,08	0,00	0,07
Test de correlación	0,87	0,94	0,93	0,92	0,94	0,97	0,97	0,83
Efectos fijos (tiempo)	No	No	No	No	No	No	No	No
Efectos fijos (país)	No	No	No	No	No	No	No	No
Observaciones	3672	486	1134	594	324	54	189	891

Tabla 3. Resultados de la prueba de raíz unitaria

REGIÓN	Variable	Con efectos del tiempo					Sin efectos del tiempo				
		LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PP
Global	$lind_{i,t}$	-36,53***	-4,42**	-36,97***	-13,26***	-35,66***	-35,44***	-7,10**	-35,78***	-10,55***	-32,92***
	$lied_{i,t}$	-49,72***	-8,82***	-59,46***	-20,60***	-64,31***	-48,30***	-8,68***	-59,39***	-21,63***	-66,26***
East Asia and Pacific	$lind_{i,t}$	-13,96***	-4,52**	-13,59***	-6,99**	-14,14***	-12,19***	-6,85**	-13,31***	-5,96**	-12,72***
	$lied_{i,t}$	-19,33***	-5,81**	-22,22***	-8,37***	-23,53***	-16,84***	-5,97**	-22,32***	-8,85***	-24,15***
Europe and Central Asia	$lind_{i,t}$	-23,66***	-5,99**	-21,18***	-6,44**	-20,39***	-25,20***	-4,49**	-21,67***	-6,18**	-19,07***
	$lied_{i,t}$	-28,67***	-5,68**	-33,73***	-10,35***	-35,09***	-29,86***	-5,70**	33,89***	-11,61***	-36,93***
Latin America & the Caribbean	$lind_{i,t}$	-13,06***	-1,82*	-13,66***	-3,22**	-14,31***	-13,31***	-0,86*	-13,05***	-1,89*	-13,42***
	$lied_{i,t}$	-18,18***	-4,12**	-22,58***	-9,56***	-26,29***	-14,84***	-4,68**	-21,21***	-10,45***	-28,26***
Middle East and North Africa	$lind_{i,t}$	-10,20***	0,70*	-12,40***	-5,36**	-13,48***	-10,54***	-1,40*	-10,21***	-4,39**	-15,52***
	$lied_{i,t}$	-17,70***	-3,44**	-18,54***	-3,41**	-18,20***	-18,61***	-3,69**	-20,76***	-4,31**	-19,55***
North America	$lind_{i,t}$	-6,24**	-4,06**	-5,82**	-2,35**	-4,55**	-4,34**	-4,39**	-4,06**	-3,93**	-4,90**
	$lied_{i,t}$	-6,41**	-2,70**	-6,01**	-2,32**	-5,41**	-8,74***	-2,04**	-7,45***	-3,49**	-7,09**
South Asia	$lind_{i,t}$	-9,65***	-0,75*	-5,76**	-0,50*	-6,08**	-7,55***	-0,93*	-7,23***	-1,72*	-7,38**
	$lied_{i,t}$	-6,23**	-5,28**	-10,33***	-5,63**	-11,51***	-7,09**	-6,70**	-12,09***	-7,66***	-14,57***
Sub-Saharan Africa	$lind_{i,t}$	-19,42***	-3,39**	-18,36***	-7,82***	-15,18***	-7,82***	-2,99**	-13,01***	-3,77**	-12,38***
	$lied_{i,t}$	-24,50***	-2,67**	-30,39***	-10,94***	-34,53***	-28,03***	-3,10**	-33,49***	-11,88***	-35,56***

Los resultados de la segunda etapa de la estrategia econométrica son reportados en la Tabla 3. La cual muestra los resultados de la prueba no paramétrica de raíz unitaria tipo Fisher basada en el test ADF de Dickey y Fuller Aumentado (1981) y el test PP basado en Phillips y Perron (1988). Las pruebas fueron estimadas sin efectos del tiempo y con efectos del tiempo. Los resultados de las pruebas ADF y PP demuestran que las series son estacionarias en niveles I(0) al 1% de significancia. Con el fin de asegurar la robustez de los valores estimados, aplicamos los test de Levine *et al.* (2002), Im *et al.* (2003) y Breitung (2001), conocidas en la literatura de datos de panel como LLC, IPS y UB, respectivamente.

Los resultados de la tercera etapa consisten en la determinación de

la relación de equilibrio a corto y largo plazo entre las dos variables usando técnicas de cointegración para datos de panel. Primero utilizamos el test de cointegración de Pedroni (1999) para determinar el equilibrio en el largo plazo. Los resultados de las pruebas de cointegración indican que la IED y las manufacturas tienen una relación de equilibrio de largo plazo, ya que los estadísticos son significativos. Estos resultados son similares a las conclusiones obtenidas por Strat & Dancin (2015), Solarin & Shabaz (2015), Carboni (2017), Sun (2011), Peng & Liu (2018), Wu *et al.* (2017), Basu & Guariglia (2007), Haraguchi *et al.* (2017), Liu *et al.* (2015), Masuda (2015), Pierrakis & Sadirakis (2017), Parra *et al.* (s.f), y Bengoa & Sanchez (2003).

Tabla 4. Resultados de la prueba de cointegración de Pedroni

	Global	East Asia and Pacific	Europe and Central Asia	Latin America and the Caribbean	Middle East and North Africa	North America	South Asia	Sub-Saharan Africa
Estadísticas de prueba dentro de la dimensión								
Panel estadístico-v	-2,72**	-1,31	-1,84	-0,99	-1,39	-1,13	-0,2	1,04
Panel p-statistic	-20,70***	-1,09	-10,70***	-9,44***	-7,21***	-2,05*	-4,78**	-9,82***
Panel estadístico-PP	-34,50***	-13,54***	-18,86***	-13,86***	-12,89***	-5,86**	-7,15***	-13,46***
Panel estadístico-ADF	-24,78***	-8,96***	-12,64***	-11,00***	-9,69***	0,05	-5,82**	-8,17***
Estadísticas de prueba entre dimensiones								
Panel estadístico-p	-13,22***	-4,42**	-6,89**	-6,38**	-4,76**	-1,19	-3,18**	-6,01**
Grupo estadístico-PP	-34,57***	-13,39***	-19,37***	-13,98***	-12,79***	-5,91**	-7,11***	-12,23***
Grupo estadístico ADF	-19,28***	-7,89***	-10,30***	-8,31***	-8,76***	0,51	-4,22**	-5,71**

Para determinar la cointegración en el corto plazo se aplicó un modelo de error vectorial de panel (VEC) desarrollado por Westerlund (2007). Este modelo permite verificar el equilibrio de corto plazo entre parejas de variables como se formalizó en la estrategia econométrica. Los resultados muestran la existencia de equilibrio a corto plazo, con los cuales confirmamos que un cambio en la IED genera cambios inmediatos en la industria de las manufacturas. La existencia de equilibrio a

corto plazo de las variables se cumple a nivel global en todos los grupos de países de acuerdo a los estadísticos significativos que se muestran en la Tabla 5. Los resultados obtenidos concuerdan con Yang *et al.* (2013), Mohamed (2013), Anwar & Nguyen (2010), Wallas & Mellor (1988), Anwar & Nguyen (2011), Anwar & Nguyen (2014), Anwar & Sun (2011), Lee *et al.* (2015) y Barrel & Pain (1997).

Tabla 5. Resultados de las pruebas de cointegración de corto plazo de Westerlund

Región	Statistic	$man_{i,t}$		
		Valor	Z-value	p-value
Global	Gt	-4,28	-27,86	0,00
	Ga	-25,58	-23,99	0,00
	Pt	-30,29	-6,59	0,00
	Pa	-28,16	-37,49	0,00
East Asia and Pacific	Gt	-4,74	-12,59	0,00
	Ga	-29,32	-11,11	0,00
	Pt	-19,00	-11,69	0,00
	Pa	-28,02	-13,54	0,00
Europe and Central Asia	Gt	-4,38	-16,35	0,00
	Ga	-24,78	-12,55	0,00
	Pt	-23,46	-11,37	0,00
	Pa	-21,96	-14,11	0,00
Latin America & the Caribbean	Gt	-3,79	-8,35	0,00
	Ga	-20,84	-6,30	0,00
	Pt	-17,66	-9,02	0,00
	Pa	-20,75	-9,26	0,00
Middle East and North Africa	Gt	-5,15	-12,05	0,00
	Ga	-40,81	-15,06	0,00
	Pt	-15,67	-9,73	0,00
	Pa	-32,27	-13,52	0,00
North America	Gt	-5,43	-5,41	0,00
	Ga	-29,67	-3,78	0,00
	Pt	-7,97	-5,79	0,00
	Pa	-31,49	-5,34	0,00
South Asia	Gt	-3,29	-3,08	0,00
	Ga	-16,92	-1,99	0,02
	Pt	-7,76	-2,53	0,01
	Pa	-16,54	-3,36	0,00
Sub-Saharan Africa	Gt	-4,03	-11,98	0,00
	Ga	-23,79	-10,27	0,00
	Pt	-12,57	-0,49	0,31
	Pa	-33,73	-23,82	0,00

Los resultados de la cuarta etapa nos permiten medir la fuerza del vector de cointegración. La Tabla 6 reporta los estimadores obtenidos mediante mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para los países de forma individual. Encontramos que en la mayoría de las regiones, la IED es estadísticamente significativa. Por lo tanto, la fuerza del vector de

cointegración es contundente a largo plazo. Estos resultados concuerdan con Pelegrín & Bolancé (2006), Adams & Opoku (2015), Agenor & Canuto (2017), Baker *et al.* (2017), Álvarez (2002), Raymond *et al.* (2015), Sangalli (2013), Szirmai & Verspagen (2015), Cruz (2017) y Ang (2009).

Tabla 6. Resultados de pruebas de los modelos DOLS individuales (con dummy)

East Asia and Pacific	$man_{i,t}$	Europe and Central Asia	$man_{i,t}$	American and Caribbean	$man_{i,t}$	Middle East and North Africa	$man_{i,t}$	North America	$man_{i,t}$	South Asia	$man_{i,t}$	Sub-Saharan Africa	$man_{i,t}$
Australia	-1,01	Albania	-1,4	Argentina	-1,58	Bahrain	0,56	Canadá	1,25	Afghanistan	0,68	Benin	0,22
Brunei	0,39	Armenia	1,96	Bahamas	-1,19	Egipto	-0,72	EE.UU.	0,86	Bangladesh	-3,55	Botswana	0,40
Hong Kong	-0,34	Austria	-0,74	Belice	-2,99	Irán	-1,23			Bhutan	0,62	Burkina	-1,12
Japón	0,28	Azerbaijan	0,54	Bolivia	-0,93	Israel	-1,14			India	-2,59	Burundi	1,15
Korea Rep.	0,72	Bielorrusia	0,93	Brasil	2,67	Kuwait	-0,34			Nepal	0,21	Camerón	1,71
Macao	-0,95	Bélgica	3,82	Chile	-1,15	Lebanon	-1,61			Pakistan	-5,06	África Central	-1,76
Malaysia	0,62	Bosnia	1,02	Colombia	-0,91	Marruecos	0,57			Sri Lanka	-2,25	Comoros	-2,65
Marshall	2,04	Bulgaria	-2,44	Costa Rica	-2,11	Omán	-1,99					Congo Dem.	0,77
Mongolia	-0,66	Croacia	-2,24	Dominican Rep.	-5,85	Arabia Saudí	-3,93					Congo, Rep	0,79
Nueva Zelanda	-3,77	República Checa	-0,56	Ecuador	3,29	Tunéz	-1,04					Costa de Marfil	-1,55
Palau	0,58	Dinamarca	-0,32	El Salvador	-4,22	Emiratos Arb.	-3,94					Guinea	-3,34
Filipinas	-5,07	Estonia	-1,02	Guatemala	-0,31	West and Gaza	-2,01					Gabón	-0,89
Singapur	-1,28	Finlandia	-2,09	Honduras	-2,66								
Tailandia	0,97	Francia	-7,04	Jamaica	-0,76								
Timor-Leste	3,92	Alemania	0,32	México	-3,34								
Vanuatu	0,44	Grecia	0,88	Nicaragua	0,91								
Vietnam	0,96	Hungría	-0,16	Panamá	-0,59								
		Islandia	-0,99	Paraguay	1,65								
		Italia	-0,58	Perú	-5,71								
		Kazakhstan	-1,79	Trinidad	-1,14								
		Kyrgyz	0,82	Uruguay	-0,23								
		Latvia	-0,64	Venezuela	-0,57								
		Lituania	-0,40										
		Luxemburgo	-0,44										
		Macedonia	-0,93										
		Moldova	0,62										
		Montenegro	1,15										
		Holanda	-1,66										
		Noruega	0,02										
		Portugal	-1,78										
		Romania	-1,31										
		Rusia	0,22										
		Serbia	0,34										
		Slovenia	-1,24										
		España	-1,52										
		Suecia	-1,63										
		Suiza	1,64										
		Tajikistan	0,11										
		Turquia	-0,08										
		Reino Unido	-4,17										

Nota: *, **, *** indican rechazo al nivel de 5%,10%,1% respectivamente para $H_0:\beta_1 = 1$

Siguiendo la misma estrategia de Pedroni (2001), obtenemos la fuerza del vector de cointegración por grupos de países. La Tabla 7 reporta las estimaciones de los modelos de panel PDOLS con y sin efectos de tiempo. Los resultados concentran la atención en los modelos con efectos de tiempo, dado que los tests de Hausman (1978) señalan

que los efectos del tiempo explican mejor el modelo. Encontramos que la mayor parte de las regiones tienen un estimador mayor a 1, confirmando los resultados de los modelos DOLS, estos países tienen tasas de crecimiento más altas cuando se incrementa la IED.

Tabla 7. Resultados de pruebas de los modelos de panel PDOLS

3*Grupos	Con dummy del tiempo		Sin dummy de tiempo	
	$man_{i,t}$		$man_{i,t}$	
	PDOLS	t-statistics	PDOLS	t-statistics
East Asia and Pacific	0,01	-0,42	-6,19	-1,62
Europe and Central Asia	0,01	0,69	-1,56	-2,84
Latin America & the Caribbean	-0,06	-3,59	-4,81	-3,78
Middle East and North Africa	-0,02	-3,51	-5,79	-3,59
North America	-0,03	-1,06	-20,4	-1,22
South Asia	-0,02	-1,38	-4,31	-0,93
Sub-Saharan Africa	-0,01	-0,25	-0,43	0,53

Nota: *, **, *** indican rechazo al nivel de 5%,10%,1% respectivamente para $H_0:\beta_i = 1$

Finalmente, en la quinta etapa luego de realizar el análisis de las relaciones de corto y largo plazo, estimamos las relaciones de causalidad tipo Granger (1988) para datos de panel formalizado en la Ecuación (6). Usamos la estrategia de Dumitrescu & Hurlin (2012) para encontrar

la existencia de causalidad. La Tabla 8 muestra que existe causalidad unidireccional entre la IED y la industria de las manufacturas ($man_{i,t} \rightarrow ied_{i,t}$) en África Sub-Sahariana. No se encontró evidencia de causalidad bidireccional.

Tabla 8. Resultados de pruebas de causalidad Dumitrescu & Hurlin (2012)

Dirección de causalidad	Grupo	W-bar	Z-bar	p-value
$ied_{i,t} \rightarrow man_{i,t}$	East Asia and Pacific	0,91	-0,25	0,63
	Europe and Central Asia	1,44	2,04	0,19
	Latin America & the Caribbean	1,48	1,61	0,29
	Middle East and North Africa	1,15	0,37	0,92
	North America	0,03	-0,97	0,37
	South Asia	1,75	1,41	0,31
	Sub-Saharan Africa	0,96	-0,18	0,61
$man_{i,t} \rightarrow ied_{i,t}$	East Asia and Pacific	1,02	0,05	0,83
	Europe and Central Asia	1,09	0,44	0,97
	Latin America & the Caribbean	1,24	0,79	0,71
	Middle East and North Africa	0,76	-0,59	0,48
	North America	0,29	-0,71	0,49
	South Asia	1,51	0,94	0,53
	Sub-Saharan Africa	2,26	5,12	0,00

5. Conclusiones e implicaciones de política

Con el fin de ofrecer evidencia empírica reciente que contribuya a entender la importancia de la IED para generar mayor crecimiento en la industria manufacturera en la presente investigación se analiza la relación causal entre la IED y las manufacturas en 137 países a nivel global agrupados por regiones durante el período 1992-2016. Utilizamos técnicas actuales de cointegración y causalidad para datos de panel tales como el test de cointegración de Pedroni (1999) para estimar el equilibrio de largo plazo, y corrección de error de Westerlund (2007) para determinar el equilibrio de corto y largo plazo, el método PDOLS y DOLS de Pedroni (2001) para estimar la fuerza del vector de cointegración, y el test de causalidad de Dumitrescu & Hurlin (2012) para verificar la existencia y dirección de causalidad entre parejas de variables. La aplicación de estas estrategias econométricas para datos de panel permite obtener resultados consistentes sobre la relación causal entre la IED y las manufacturas. En resumen, encontramos que evidencia empírica que sugiere que la IED tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo en las manufacturas. Las políticas que se sugieren en base a los resultados de la investigación se centra en tres aspectos: incrementar el capital humano, mejorar la infraestructura y generar políticas comerciales favorables. Mamani (2013) demuestra que estos elementos son base para la atracción de la IED a un país. En cuanto al capital humano, las políticas que tienen que ver con éste deben ser integrales, porque permiten el desarrollo y el incremento de la productividad del sector empresarial. El mejoramiento de la infraestructura tiene efectos positivos en la atracción de IED, por lo tanto las políticas deberían ir orientadas a desarrollar infraestructuras que estén dotadas de tecnología que permita la competitividad de las empresas a nivel mundial. Finalmente, los gobiernos deben propiciar la creación de políticas favorables de comercio para las empresas, y que se propicie la defensa y protección de las mismas.

Referencias bibliográficas

- Adams, S. & Opoku, E. (2015). Foreign direct investment, regulations and growth in sub-Saharan Africa. *Economic Analysis and Policy*, 47, 48-56.
- Adeniyi, O., Omisakin, O., Egwaikhide, F. & Oyinlola, A. (2012). Foreign direct investment, economic growth and financial sector development in small open developing economies. *Econ. Anal. Policy* 42 (1), 105-127.
- Agénor, P. & Canuto, O. (2017). Access to finance, product innovation and middle-income traps. *Research in Economics*, 71(2), 337-355.
- Ahmad, M., Alam, S., Butt, M. & Haroon, Y. (2003). Foreign direct investment, exports, and domestic output in Pakistan. *Pakistan Dev.Rev.* 42, 715-723.
- Álvarez, R. (2002). Inversión extranjera directa en Chile y su impacto sobre la productividad. *Departamento de Economía*, Universidad de Chile.
- Ang, J. (2009). Foreign direct investment and its impact on the Thai economy: the role of financial development. *J. Econ. Financ.* 33, 316-323.
- Anwar, S., & Nguyen, L. (2010). Foreign direct investment and economic growth in Vietnam. *Asia Pac. Bus. Rev.* 16, 183-202.
- Anwar, S. & Nguyen, L. (2011). Foreign direct investment and export spillovers: Evidence from Vietnam. *International Business Review* 20 (2), 177-193.
- Anwar, S. & Nguyen, L. (2014). Is foreign direct investment productive? A case study of the regions of Vietnam. *J. Bus. Res.* 67, 1376-1387.
- Anwar, S. & Sun, S. (2011). Financial development, foreign investment and economic growth in Malaysia. *J. Asian Econ.* 22, 335-342.
- Bahal, G., Raissi, M. & Tulin, V. (2018). Crowding-out or crowding-in? Public and private investment in India. *World Development*, 109, 323-333.
- Baker, H., Kumar, S. & Rao, P. (2017). Financing preferences and practices of Indian SMEs. *Global Finance Journal*.
- Banco Mundial (Ed.) (2016). Indicadores de Desarrollo Mundial: 2015. Washington DC.
- Barrell, R. & Pain, N. (1997). Foreign direct investment, technological change, and economic growth within Europe. *Econom. J.* 107, 1770-1786.
- Basu, P. & Guariglia, A. (2007). Foreign direct investment, inequality, and growth. *J. Macroecon.* 29, 824-839.
- Bengoa, M. & Sanchez, B. (2003). Foreign direct investment, economic freedom and growth: new evidence from Latin America. *Eur. J. Polit. Econ.* 19, 529-545.

- [17] Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *J. Int. Econ.* 45, 115-135.
- [18] Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 161-177). *Emerald Group Publishing Limited*.
- [19] Brid, M., & Carlos, J. (2016). Política macro e industrial para un cambio estructural y crecimiento: gran pendiente de la economía mexicana. *Problemas del desarrollo*, 47(185), 57-78.
- [20] Carboni, O. (2017). The effect of public support on investment and RD: An empirical evaluation on European manufacturing firms. *Technological Forecasting and Social Change*, 117, 282-295.
- [21] Cruz, F. (2017). El impacto del gasto público sobre la inversión privada en México (1980-2015). *Economía UNAM*, 14(42), 136-149.
- [22] Dickey, D. & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- [23] Dumitrescu, E. & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- [24] Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley Sons, Inc., U.S.A.
- [25] Fuentes, N. & Cárdenas, A. (2010). Evaluación del impacto de alternativas de utilización de los excedentes petroleros sobre la economía mexicana. Una aplicación del modelo insumo-producto. *Economía mexicana*. Nueva época, 19(2), 379-399.
- [26] Fujii, T., Hiraga, K., & Kozuka, M. (2013). Effects of public investment on sectoral private investment: A factor augmented VAR approach. *Journal of the Japanese and International Economies*, 27, 35-47.
- [27] Granger, C. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.
- [28] Haraguchi, N., Cheng, C. & Smeets, E. (2017). The importance of manufacturing in economic development: Has this changed?. *World Development*, 93, 293-315.
- [29] Hausman, J. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [29] Hausman, J. & Taylor, W. (1981). Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica* 49, 1377-1398.
- [30] Im, K., Pesaran, M. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [31] Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- [32] Lagunes, L. (2000). Evidencia econométrica de la influencia del gasto público en la economía del Porfiriato: México 1878-1910. *Análisis Económico*, 15(31).
- [33] Lee, N., Sameen, H. & Cowling, M. (2015). Access to finance for innovative SMEs since the financial crisis. *Research policy*, 44(2), 370-380.
- [34] Levin, A., Lin, C. & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- [35] Liu, W., Tsai, P. & Tsay, C. (2015). Domestic impacts of outward FDI in Taiwan: Evidence from panel data of manufacturing firms. *International Review of Economics & Finance*, 39, 469-484.
- [36] Mamani, W. (2013). Las Políticas en Materia de Inversión Extranjera Directa: Una Perspectiva Integral de Desarrollo. *Foro Jurídico*, (12), 472-494.
- [37] Masuda, K. (2015). Fixed investment, liquidity constraint, and monetary policy: Evidence from Japanese manufacturing firm panel data. *Japan and the World Economy*, 33, 11-19.
- [38] Mohamed, S. (2013). Financing preferences and capital structure among successful Malaysian SMEs. *School of Management, Plymouth Business School* (Working Paper).
- [39] Parra, T., Elenes, J. & Aragón, A. El cambio estructural y las políticas públicas en la industria manufacturera en México.
- [40] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- [41] Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). *Emerald Group Publishing Limited*.
- [42] Pelegrin, A. (2003). Regional distribution of foreign manufacturing investment in Spain. Do agglomeration economies matter? (No. 2003/6).
- [43] Pelegrin, A. & Bolancé, C. (2008). Regional foreign direct investment in manufacturing. Do agglomeration economies matter?. *Regional Studies*, 42(4), 505-522.
- [44] Peng, H. & Liu, Y. (2018). How government subsidies promote the growth of entrepreneurial companies in clean energy industry: An empirical study in China. *Journal of Cleaner Production*, 188, 508-520.
- [45] Pérez, M. (2008). Innovación en la industria manufacturera mexicana. *Investigación económica*, 67(263), 131-162.
- [46] Pesaran M. & Shin, Y. (1998). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis." in *Econometrics and Economic Theory: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. S. Strom. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 371-413.
- [47] Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326.
- [48] Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- [49] Pierrakis, Y. & Saridakis, G. (2017). Do publicly backed venture capital investments promote innovation? Differences between privately and publicly backed funds in the UK venture capital market. *Journal of Business Venturing Insights*, 7, 55-64.
- [50] Raymond, W., Mairesse, J., Mohnen, P. & Palm, F. (2015). Dynamic models of R D, innovation and productivity: Panel data evidence for Dutch and French manufacturing. *European Economic Review*, 78, 285-306.
- [51] Sangalli, I. (2013). Inventory investment and financial constraints in the Italian manufacturing industry: A panel data GMM approach. *Research in Economics*, 67(2), 157-178.
- [52] Sobrino, L. (2002). Globalización, crecimiento manufacturero y cambio en la localización industrial en México. *Estudios demográficos y urbanos*, 5-38.

- [53] Solarin, S. & Shahbaz, M. (2015). Natural gas consumption and economic growth: The role of foreign direct investment, capital formation and trade openness in Malaysia. *Renewable Sustainable Energy Rev.* 42, 835–845.
- [54] Sun, H. (2011). Co-integration study of relationship between foreign direct investment and economic growth. *Int. Bus. Res.* 4, 226.
- [55] Szanyi, M. (2004). Competitividad y renovación industrial. El papel de la inversión extranjera directa en el desarrollo de la industria eléctrica de Hungría. *Papeles del Este: transiciones poscomunistas*, (9), 1-24.
- [56] Szirmai, A. & Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46-59.
- [57] Wallace, R. & Mellor, C. (1988). Non-response bias in mail accounting surveys: A pedagogical note. *The British Accounting Review*, 20(2), 131–139.
- [58] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- [59] Wooldridge, J. (1991). On the application of robust, regression-based diagnostics to models of conditional means and conditional variances. *J. Econometrics* 47 (1), 5–46.
- [60] Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA.
- [61] Wu, S., Li, B., Nie, Q. & Chen, C. (2017). Government expenditure, corruption and total factor productivity. *Journal of Cleaner Production*, 168, 279-289.
- [62] Xiong, Y., & Yang, X. (2016). Government subsidies for the Chinese photovoltaic industry. *Energy Policy*, 99, 111-119.