





RELACIÓN DE LARGO PLAZO DE LA INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA EN COSTA RICA 1991-2016

Sandro Zolezzi^{1,2}, Mauricio Miranda² & Adriana Chacón²

RESUMEN

La relación de la inversión extranjera directa sobre variables macroeconómicas ha sido empíricamente ambigua. La literatura académica ha debatido sobre si la inversión extranjera directa tiene efectos positivos, negativos o nulos en la economía receptora. El presente estudio muestra que la relación de largo plazo de la inversión extranjera directa que llega a Costa Rica sobre el crecimiento económico, las exportaciones totales y el número de ocupados ha sido positiva y estadísticamente significativa. En comparación con la inversión extranjera directa que llega al resto del país, entiéndase como el Régimen Definitivo, la inversión extranjera directa asentada en Zona Franca ha tenido un efecto mayor sobre las exportaciones de servicios y en el número de ocupados. Mediante una combinación de datos históricos y estimados se realizó un ejercicio econométrico que identificó las elasticidades utilizando series de tiempo con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y un modelo ARMAX.

Palabras claves: IED, crecimiento económico, elasticidad, Costa Rica, Zona Franca.

ABSTRACT

The relationship between foreign direct investment and macroeconomic variables has been empirically ambiguous. The academic literature has debated over whether foreign direct investment has a positive, negative or no impact on the host economy. This study shows that the long-term relationship between the foreign direct investment that comes to Costa Rica and economic growth, total exports, and the number of people employed has been positive and statistically significant. Compared to the foreign direct investment that goes to the rest of the country, the foreign direct investment established in Free Trade Zones has had a bigger impact on services exports and number of people employed. Through a combination of historical data and estimates, an econometric exercise was carried out, which identified the elasticities, using a time series with ordinary least squares (OLS) and an ARMAX model.

Key words: FDI, economic growth, elasticity, Costa Rica, Free Trade Zone.

¹ Profesor en LEAD University.

² CINDE – Departamento de Investigación, Monitoreo & Evaluación (DIME)

1. INTRODUCCIÓN

¿Cuál es la relación empírica entre la inversión extranjera directa y la economía costarricense? La hipótesis central de este artículo es que la inversión extranjera directa (en adelante IED) tiene un efecto de largo plazo positivo en la economía costarricense. Esto significa que la elasticidad entre indicadores macroeconómicos y la IED es positiva; tomando en consideración el total de datos disponibles. Es decir, un aumento en la IED genera un cambio positivo en indicadores macroeconómicos, entre ellos: el producto interno bruto, las exportaciones de bienes y servicios y el número de empleados como porcentaje de la fuerza laboral. Se dice que el análisis es de largo plazo porque los efectos de la IED en la economía local no son inmediatos. Se debe esperar varios años para que dichos efectos se realicen. Esto tiene sentido porque la IED es una inversión que por definición tiene por objeto ejercer un control de largo plazo sobre la nueva filial extranjera creando de esa manera una relación de muchos años con el país receptor.

Razin & Sadka (2012) clasifican la literatura sobre IED en dos categorías: (i) estudios microeconómicos explorando los mecanismos en comercio internacional, organización industrial y con datos al nivel de empresas, y (ii) estudios macroeconómicos que estudian los efectos de la IED sobre el crecimiento económico basándose en teorías de crecimiento neoclásicas. En la segunda clasificación, y de forma simplificada, la IED puede afectar al crecimiento económico de largo plazo si y solo si genera progreso tecnológico. Es decir, la mera inyección de inversión que aporta a la formación bruta de capital a una economía solo llevaría a efectos temporales de crecimiento (Acemoglu, 2012).

A pesar de que la predicción teórica está clara, los mecanismos mediante los cuales la IED genera progreso tecnológico en la economía receptora no lo están. La generación de avances tecnológicos se toma como una condición necesaria para que haya una relación de asociación entre IED y el crecimiento, sin embargo, la ambigüedad en la definición de progreso tecnológico abunda. Por un lado, el tamaño del efecto de la IED en el crecimiento va a depender inversamente de la diferencia tecnológica entre el país anfitrión y la firma del inversionista (Iamsiraroj & Ulubaşoğlu, 2015). Es decir, entre mayor sea el acervo tecnológico en la economía receptora, menor será el tamaño del efecto que puede generar la IED. Sin embargo, las economías que son consideradas tecnológicamente avanzadas son las que proveen mayor actividad de IED entre ellas (Razin

& Sadka, 2012). Esto, entre muchos otros factores no mencionados, conlleva a pensar que es muy desafiante poner a prueba empírica la relación teórica entre la IED y el crecimiento económico.

Empíricamente, y solo considerando resultados finales, hay estudios que han encontrado efectos positivos entre la IED y el crecimiento económico del país receptor. Entre ellos, De Gregorio (1992) estudió el efecto de la inversión (tanto física como de capital humano) en el crecimiento económico de 12 países de América Latina. Zhang (2001) proporciona una evaluación empírica sugiriendo que la IED parece haber ayudado la transición de China a una economía de mercado y promovido el crecimiento del ingreso nacional de sus habitantes. En base a datos por nivel de industria para países de la OCDE, Baldwin, Braconier & Forslid (2005) reportan que los derrames tecnológicos positivos entre países son producto de la IED bilateral.

En otro artículo sobre China, Liu, BurrIDGE & Sinclair (2002) encontraron causalidad en ambos sentidos (bidireccional) entre el crecimiento económico, la IED y las exportaciones de bienes. El desarrollo económico, las exportaciones y la IED parecen reforzarse mutuamente bajo la política de apertura comercial. Para Chile, la evaluación liderada por Villena (2013) arrojó resultados de impacto positivo de la IED sobre las variables de población ocupada y crecimiento de las exportaciones (medido para el sector transable excluyendo minería y para el sector minero de forma aislada).

Similar a los resultados del impacto de la IED sobre el crecimiento económico, han sido los resultados del impacto sobre el empleo. Existe amplia controversia sobre cómo interactúan los flujos de IED con variables como empleo y salario, los diferentes modelos teóricos y las investigaciones empíricas de diferentes países y/o períodos muestran resultados a menudo contradictorios (Villena, 2013). Al igual que el impacto de la IED sobre el crecimiento económico está fuertemente influenciado por las características propias de cada país, el impacto sobre el mercado laboral va a depender de las características del país, del mercado interno y de los trabajadores.

Más recientemente, Ali & Mingque (2018) escruidan la asociación causal de la IED y el crecimiento económico en Indonesia, India, Malasia y Bangladesh de 1990 al 2014. Los autores encuentran que los resultados muestran la ambigua interrelación entre la IED y el crecimiento. Sin embargo, en otro estudio efectuado por Herzer & Donaubauer (2018) en donde examinan el efecto del nivel de IED en el nivel de la productividad

total de los factores para 70 países en desarrollo para el período 1981-2011 y encuentran que la relación es positiva y significativa. En esta retórica, es muy útil mencionar los resultados del meta – análisis de Iamsiraroj & Ulubaşoğlu (2015) en donde concluyen que la relación entre la IED afecta positivamente el crecimiento económico basándose en una muestra de 140 países en el periodo de 1970 al 2009. Estos resultados sugieren que la hipótesis inicial de este artículo estaría sustentada en varios hallazgos académicos, sin embargo, permanece siendo una hipótesis y no una afirmación debido a que la evidencia empírica no es concluyente; y menos aún en el caso de Costa Rica específicamente.

En Costa Rica se han realizado investigaciones alrededor de la misma pregunta. El ejemplo más directamente relacionado con este artículo es el efectuado por Martínez & Hernández (2012) en donde exponen sobre la IED en el país y sus efectos en el desarrollo nacional y regional. Los autores reconocen que la IED ha jugado un doble rol positivo: 1) como elemento clave de la estrategia de promoción de exportaciones y 2) fortaleciendo la formación bruta de capital y generación de empleos de alta calidad. Sin embargo, el artículo menciona que la IED por sí sola no transfiere tecnología, ni transforma la estructura productiva de manera espontánea. Aquí especifican que dentro de los diferentes tipos de IED Costa Rica tiene un alto flujo de IED orientada a la búsqueda de eficiencia y reducción de costos, y principalmente exportadora. Esa conclusión de Martínez & Hernández (2012) está relacionada con la disponibilidad de recurso humano de bajo costo relativo a su productividad y a la pequeñez del mercado local.

Teóricamente, la IED tiene un rol positivo cuando genera transformación tecnológica. Esto aplica tanto en la formación bruta de capital como en el capital humano (Acemoglu, 2012). Esta definición teórica no desglosa ese efecto por tipo de IED, sino que la engloba como entrada de capital externo. Sin embargo, si es útil para ponderar como la transformación del capital humano es un factor importante para que haya un efecto positivo. En Costa Rica la gran mayoría de los flujos entrantes de IED han sido para abrir operaciones nuevas (o para expandir esas operaciones) y no para adquisiciones de empresas locales. Las primeras son más generadoras de nuevos empleos que las segundas.

Todo lo analizado nos lleva a plantear que la estrategia empírica del artículo no se centra en encontrar las diferentes elasticidades que puede tener cada una en los indicadores macroeconómicos, sino más bien se con-

centra en aislar el tamaño y signo del efecto de la IED sobre las variables a estudiar.

Metodológicamente, Iamsiraroj & Ulubaşoğlu (2015) efectúan un meta – análisis sobre 108 artículos de investigación comparables que utilizaron regresiones para hacer sus estimaciones. En estos 108 artículos, el método de aislamiento del efecto de la IED sobre el crecimiento económico se basó en una regresión lineal controlando por un vector de covariables explicativas. La metodología del trabajo de Martínez & Hernández (2012) es similar a la mencionada, pero solo para el caso de Costa Rica. Otros autores como Baldwin, Branson & Forslid (2005) recurren a data al nivel de firma y otros autores como De Gregorio (1992), Zhang (2001) y Villena (2013) utilizan data macroeconómica para sus estimaciones. Naturalmente, este artículo acude a la segunda de las estrategias por la disponibilidad de los datos en el país. Dentro de ese nicho empírico, la IED se ha identificado como un efecto en el crecimiento económico a través de regresiones lineales que controlan por todas aquellas variables que tienen poder predictivo de la variable dependiente.

El aporte de este artículo a la literatura es principalmente la estimación de una elasticidad de largo plazo de la IED en el crecimiento económico, exportaciones de bienes y servicios, y número de ocupados en Costa Rica; todo desglosado por el tipo de régimen en el que opera la IED. Esto expande el trabajo hecho por Martínez & Hernández (2012) al ampliar la muestra de datos de 1991 al 2016, al desglosar el tamaño del efecto por régimen, al agregar exportaciones de servicios como uno de los indicadores de interés, y al utilizar un modelo de ARMA como parte de la estrategia empírica.

Los resultados de esta revisión de la literatura fueron una fuerte motivación para identificar estadísticamente el efecto de la IED en diversas variables agregadas para Costa Rica, entre ellas las mencionadas anteriormente: crecimiento económico, exportaciones totales y número de ocupados. Además, de entregar un enfoque desagregado a la IED, específicamente en el régimen de Zona Franca y el régimen Definitivo. Dada la actual estructura económica de Costa Rica, se estableció la hipótesis paralela de que la IED que se establece en el régimen de Zona Franca tiene un efecto de mayor tamaño o elasticidad de largo plazo sobre algunas de las variables macroeconómicas mencionadas.

El resto del artículo está compuesto por la sección dos en donde se detalla la estrategia empírica escogida para estimar las elasticidades de la IED en los indicadores de interés, y las pruebas de verificación que tu-

vieron que ser aplicadas. En la sección tres, se comenta sobre la disponibilidad de los datos para poder estimar las elasticidades, y sobre cuál fue el uso de ellos. En la sección cuatro, se muestran los resultados obtenidos con sus respectivas pruebas de robustez. Finalmente, la sección cinco concluye con las elasticidades encontradas, como pueden ser interpretadas y se enseñan en términos monetarios y porcentuales.

2. ESTRATEGIA EMPÍRICA

La variable exógena central de esta investigación es el flujo de entrada de IED trimestral en millones de dólares. Se plantea la periodicidad de la variable como trimestral para maximizar el número de datos utilizados en la estrategia empírica. Así, para identificar su efecto, se consideran como variables endógenas: el PIB trimestral de Costa Rica en millones de dólares, las exportaciones totales trimestrales de Costa Rica en millones de dólares y una serie trimestral estimada del número de ocupados. Donde la estructura que sigue el artículo es la de establecer una relación teórica que sustente una identificación clara del efecto de la IED y, además una comparación razonable entre ambos regímenes.

Primero, se construye un modelo lineal estadísticamente significativo para cada una de las tres variables endógenas.³ Segundo, se añade la IED para evaluar su efecto dentro de un modelo significativo. Tercero, si la IED resulta significativa y no quiebra con la estructura del modelo entonces se considera como una variable relevante omitida. Cuarto, se prosigue a interpretar el coeficiente estimado.

Al tratarse de series de tiempo se debe seguir una secuencia de pasos antes de intentar hacer algún tipo de relación entre las variables. Primeramente, se debe identificar claramente un modelo para las variables endógenas. Se requiere identificar la dinámica que siguen la parte estructural y la parte estocástica de las series. Utilizando la función de autocorrelación se determina que el promedio móvil (MA) de la serie requiere de n rezagos. Con el respaldo de la función de autocorrelación parcial se determina que la parte auto regresiva (AR) del modelo requiere de p rezagos.⁴

Los modelos del PIB, de exportaciones totales y del número total de ocupados tienen la siguiente identificación:

$$\begin{aligned} \ln PIB_t &= \phi_{1a} \ln PIB_{t-1} + \theta_{1a} \varepsilon_{t-1} + \theta_{2a} \varepsilon_{t-3} + \mu_{1a} \\ \ln X_t &= \phi_{1b} \ln X_{t-1} + \mu_{1b} \\ \ln Ocu_t &= \phi_{1c} \ln Ocu_{t-1} + \varepsilon_{t-4} + \mu_{1c} \end{aligned}$$

Las tres variables están compuestas por una parte estructural de tipo AR (1). La parte estocástica varía utilizando MA (1 3) para el PIB, excluyendo el MA (2). Mientras que para el número total de ocupados se identifica en MA (4), incluyendo cuatro rezagos en el promedio móvil. Notablemente la identificación de los modelos ARMA no implica otra cosa más que la descripción de la composición de autocorrelación de la serie. El documento no realizó funciones de impulso, ni tampoco pronósticos a i desviaciones estándar.

Si se quiere agregar variables exógenas a los modelos ARMA anteriores y convertirlos en unos ARMAX, se debe describir claramente el orden de integración de las variables escogidas como relevantes. Todas las series utilizadas tienen un orden de integración I (1), eso quiere decir que requieren de una diferencia para convertirse en series estacionarias. La estacionalidad de las series se determinó mediante una prueba de raíz unitaria Aumentada de Dickey – Fuller.

Una vez que se determina el proceso de autocorrelación que sigue cada variable exógena y el orden de integración de las variables, se puede comenzar a hacer estimaciones sobre una relación intrínseca entre ellas. Si las variables tienen el mismo orden de integración, quiere decir que existe al menos un vector de cointegración que une a las variables de forma significativa y no espuria.⁵

Normalmente los vectores de cointegración deben ser compuestos por series estacionarias, en este caso, por la primera diferencia del logaritmo natural de cada variable. Sin embargo, la primera diferencia de un logaritmo natural se puede interpretar como una tasa de crecimiento. Este artículo no tiene como objetivo estimar la elasticidad de las tasas de crecimiento, sino más bien, la de los cambios porcentuales a niveles. Es por esta razón que todos los modelos de MCO fueron corridos sin diferencias y se hizo uso de modelos ARMAX y no ARIMAX.

De conformidad con la justificación anterior, el modelo lineal del PIB se construyó pensando en una función de producción, en donde el producto depende de la mano de obra y del capital.

$$Y = f(K, E, A)$$

Donde A = factor estocástico de innovación tecnológica, K = formación bruta de capital y naturalmente E = número total de ocupados. De esta forma,

$$\ln PIB_t = \beta_{0a} + \beta_{1a} \ln K_t + \beta_{2a} \ln E_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

³ Ver en el Anexo 2 los gráficos de cada modelo con la serie histórica y la serie pronosticada.

⁴ Ver en el Anexo 2 ambas funciones graficadas para las tres variables endógenas además de las exportaciones de bienes y servicios.

⁵ En el anexo 1 se detalla los resultados de las pruebas Causalidad de Granger y pruebas de cointegración de Johansen que se utilizaron para respaldar la relación entre las variables de estudio.

Donde se puede agregar la IED como una variable relevante omitida.

$$\ln PIB_t = \beta_{0b} + \beta_{1b} \ln K_t + \beta_{2b} \ln E_t + \beta_{3b} \ln IED_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

El modelo (2), que se va a llamar modelo de crecimiento de IED total, se puede desglosar en ambos regímenes para hacer el análisis comparativo.

$$\ln PIB_t = \beta_{0c} + \beta_{1c} \ln K_t + \beta_{2c} \ln E_t + \beta_{3c} \ln IED_{Def}_t + \beta_{4c} \ln IED_{ZF}_t + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

La ecuación (3) puede servir para comparar ambos coeficientes β_{3c} y β_{4c} en conjunto o por separado, es decir, sin controlarla por su contraparte. Adicionalmente, se controla por el tipo de cambio el cual resulta significativo y necesario para identificar apropiadamente el efecto de la IED.

La ecuación también aplica para las exportaciones totales y se extiende al análisis de exportaciones de bienes y exportaciones de servicios. Esto produce nueve ecuaciones en vez de tres: una para exportaciones totales, una segunda para bienes y otra final para servicios. Es interesante desagregar las exportaciones porque los efectos de la IED pueden estar concentrados en bienes o en servicios. No se esperaba que ambos efectos fueran idénticos o simétricos.

El modelo lineal de exportaciones proviene de la relación teórica⁶ positiva con la producción/ingreso del resto del mundo y negativa con el tipo de cambio real. Basándose en este argumento se tiene que,

$$X = f(Y, \epsilon)$$

Donde Y = producción/ingreso del resto del mundo y ϵ = tipo de cambio real (TC). De esta forma,

$$\ln X_t = \delta_{0a} + \delta_{1a} \ln PIB_{USA}_t - \delta_{2a} \ln TC_t + \mu_{1t} \quad (4)$$

Donde TC = índice de tipo de cambio efectivo real multilateral con ponderadores móviles y μ = error estocástico que no debería ser ruido blanco si el modelo está correctamente identificado. También se puede agregar la IED como una variable relevante omitida.

$$\ln X_t = \delta_{0b} + \delta_{1b} \ln PIB_{USA}_t - \delta_{2b} \ln TC_t + \delta_{3b} \ln IED_t + \mu_{2t} \quad (5)$$

El modelo (5), que se va a llamar modelo de exportaciones IED total, se puede desglosar en ambos regímenes para hacer el análisis comparativo.

$$\ln X_t = \delta_{0c} + \delta_{1c} \ln PIB_{USA}_t - \delta_{2c} \ln TC_t + \delta_{3c} \ln IED_{Def}_t + \delta_{4c} \ln IED_{ZF}_t + \mu_{3t} \quad (6)$$

La ecuación (6) puede servir para comparar ambos coeficientes δ_{3c} y δ_{4c} en conjunto o por separado, es decir, sin controlarla por su contraparte.

El modelo lineal del número de ocupados proviene

de la curva de Phillips.⁷ Esta plantea una relación negativa entre la tasa de crecimiento de los salarios y la tasa de desempleo. Específicamente,

$$\frac{\Delta w_t}{w_{t-1}} = \frac{\Delta w_t^e}{w_{t-1}} - \hat{b}(u_t - u^n) \quad , \text{ donde } \hat{b} = \frac{\lambda b}{1-\lambda}$$

Sea b = parámetro que determina en cuánto quiere una firma cambiar su nivel de salarios dado un incremento en el desempleo u_t , λ = porcentaje de firmas que pueden ajustar sin rigidez sus salarios y u^n = la tasa natural de desempleo. Con la curva de Phillips en mente, el empleo debe tener una relación positiva entre el nivel de ocupados del periodo anterior y el nivel de salarios. Basándose en este argumento se tiene que,

$$E_t = f(E_{t-1}, W_t)$$

Donde E_{t-1} = número de empleados del periodo anterior y W_t = índice de salarios mínimos reales como proxy del salario real nacional. No se hace ningún supuesto de rigidez (o falta de) con respecto a los salarios, se toma el ISMR como mejor indicador del nivel mínimo al que se encuentra el trabajo de diversas calificaciones.

A pesar del fundamento teórico, el ISMR resultó insignificante con respecto al número de ocupados, por ende, se prosiguió a sustentarse en la relación más simple posible,

$$\ln E_t = \gamma_{0a} + \gamma_{1a} \ln PIB_t + \omega_{1t} \quad (7)$$

Donde ω = error estocástico que no debería de ser ruido blanco si el modelo está correctamente identificado. El PIB no solo resultó significativo, sino que también resultó eficiente a la hora de agregar la IED; por consiguiente, es una variable relevante omitida.

$$\ln E_t = \gamma_{0b} + \gamma_{1b} \ln PIB_t + \gamma_{2b} \ln IED_t + \omega_{2t} \quad (8)$$

El modelo (8), que se va a llamar modelo de ocupados con IED total, se puede desglosar en ambos regímenes para hacer el análisis comparativo.

$$\ln E_t = \gamma_{0c} + \gamma_{1c} \ln PIB_t + \gamma_{2c} \ln IED_{Def}_t + \gamma_{3c} \ln IED_{ZF}_t + \omega_{3t} \quad (9)$$

La ecuación (9) puede servir para comparar ambos coeficientes γ_{2c} y γ_{3c} en conjunto o por separado, es decir, sin controlarla por su contraparte.

2.1 Pruebas Series de Tiempo

Como se mencionó anteriormente, los modelos de series de tiempo requieren de un proceso robusto de identificación. Para ello se considera una plétora de pruebas estadísticas que validan los modelos y, por

⁶ Tomado de Olivier Blanchard (2013) *Macroeconomics Sixth Edition*, Pearson; página 401.

⁷ Tomado de Nils Gottfries (2013) *Macroeconomics*, Palgrave Macmillan; página 236.

ende, los resultados. Se comienza estudiando el nivel de integración de las variables a través de una prueba de raíz unitaria. De ser exitosa, se continúa infiriendo un vector de cointegración. Sigue comprobar que existe o no causalidad de Granger unidireccional o bidireccional entre las variables estudiadas.

Los residuos deben cumplir con los supuestos teóricos respectivos de MCO. Para que los modelos tengan validez deben estar normalmente distribuidos para poder hacer pruebas de hipótesis sobre los coeficientes. Deben tener varianza constante y no presentar autocorrelación con errores pasados. Adicionalmente, se quiere que los coeficientes tengan correlación de cero con los residuos y que estos últimos no sean ruido blanco, es decir que sean una serie estacionaria. A continuación, se van a destacar todas las pruebas que se realizaron con respecto a las variables y a los residuos de cada uno de los modelos descritos.

2.1.1 Prueba de Raíz Unitaria

La prueba Aumentada de Dickey – Fuller tiene la siguiente forma,

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p^*} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

En donde el estadístico de prueba se somete a la siguiente prueba de hipótesis,

$$\begin{aligned} H_0: \gamma &= 0 \\ H_1: \gamma &< 0 \end{aligned}$$

La estadística Aumentada de Dickey-Fuller (ADF), utilizada en la prueba, es un número negativo, cuanto más negativo es, más fuerte es el rechazo de la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria para un cierto nivel de confianza. La hipótesis nula es que la serie es no estacionaria, o que tiene raíz unitaria, H_0 : la variable de interés tiene raíz unitaria; H_1 : la variable es estacionaria.

Se rechaza H_0 si, en módulo:

- La prueba estadística (ADF, PP, etc.) > Valor crítico de la prueba (1%, 5%, 10%).
- No se rechaza H_0 en caso contrario.

Los resultados indican que la hipótesis nula (que la serie es no estacionaria o que tiene raíz unitaria) no puede ser rechazada para ninguna de las variables en su nivel y con constante, de acuerdo con el valor del t-estadístico al 1%, 5% y 10% de significancia, se puede concluir que las variables no son estacionarias en sus niveles y con constante. Los resultados se pueden ob-

servar en el Cuadro 1 de resultados y en el Anexo 1.

2.1.2 Prueba de Cointegración

La prueba de cointegración efectuada en el documento fue la de raíz unitaria descrita para los residuos de los modelos estimados. Si los residuos resultan ser estacionarios se puede afirmar que el modelo es un vector de cointegración. Los resultados de estas pruebas se pueden ver en el Anexo 1.

2.1.3 Prueba de Causalidad de Granger

El documento hizo uso de la prueba de causalidad de Granger. La causalidad es una especie de concepto de retroalimentación estadística que se utiliza ampliamente en la construcción de modelos de predicción. Granger (1969) y Sims (1972) fueron quienes formalizaron la aplicación de la causalidad en economía.

La prueba de causalidad de Granger es una técnica para determinar si una serie de tiempo es importante en el pronóstico de otra (Granger, 1969). La prueba de causalidad de Granger estándar (Granger, 1988) busca determinar si los valores retardados de una variable ayudan a predecir los cambios en otra variable. La definición establece que, en la distribución condicional, valores retardados de y_t no añaden información a la explicación de movimientos de x_t más allá de la proporcionada por los valores retardados de las x_t en sí (Greene, 2003).

Hay que tomar nota del hecho de que la técnica de causalidad de Granger mide la información dada por una variable para explicar el último valor de otra variable. Además, también se dice que la variable y es causada en sentido Granger por la variable x si la variable x asiste en predecir el valor de la variable y . Si este es el caso, significa que los valores retardados de la variable x son estadísticamente significativos para explicar la variable y . La hipótesis nula H_0 que se prueba en este caso es que la variable x no causa en sentido de Granger la variable y y la variable y no causa en sentido de Granger la variable x . En resumen, se dice que una variable x_t causa en sentido de Granger otra variable y_t si los valores retardados de x_t puede predecir y_t y viceversa. Los resultados de estas pruebas se pueden ver en el Anexo 1.

2.1.4 Prueba de Ruido Blanco

La prueba de ruido blanco que se efectuó es la prueba Q de Portmanteau. Esta prueba requiere que si $x(1), \dots, x(n)$ es una realización de un proceso de ruido blanco entonces,

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^m \frac{1}{n-j} \widehat{\rho}^2(j) \rightarrow \chi_m^2$$

Donde m es el número de autocorrelaciones calculadas (igual al número de rezagos especificados) y $\rightarrow$ indica convergencia a una distribución χ^2 con m grados de libertad. A su vez $\widehat{\rho}_j$ es la autocorrelación estimada para el rezago j . En esta prueba la hipótesis nula es que la serie es un proceso de ruido blanco.

2.1.5 Prueba F de Significancia Global

Para comprobar que los coeficientes son estadísticamente significativos juntos se tiene que probar bajo la siguiente hipótesis:

$$H_0: \beta_{1t} = \beta_{2t} = \dots = \beta_{jt} = 0$$

$$H_1: \text{cualquier } \beta_j \neq 0$$

Donde se escoge un nivel apropiado de significancia α y se encuentra el valor del estadístico de prueba correspondiente a la distribución F , denotado $F_{k, Dof}^c$.

2.1.6 Prueba de Normalidad

Se pueden realizar pruebas de normalidad sobre un residuo e_t mediante la prueba de Curtosis y oblicuidad. Se define $m_j = n^{-1} \sum_{t=1}^n e_t^j$ para $j = 1, 2, 3, \dots, n$. Después se define la oblicuidad como $S = m_3/m_2^{3/2}$ y Curtosis como $K = m_4/m_2^2$. Una de las pruebas de normalidad que está disponible en paquetes estadísticos es la de Jarque – Bera donde,

$$JB = \frac{n}{6} [S^2 + (K - 3)^2/4]$$

Adicionalmente, existe una prueba compuesta donde se combinan la oblicuidad y Curtosis bajo la hipótesis nula de normalidad. El documento ha utilizado la prueba compuesta para exigir residuos robustamente normales. Naturalmente el rechazo de la prueba significa que el residuo es no normal.

2.1.7 Prueba de Varianza Constante (homocedasticidad)

Para la prueba de varianza constante se utilizó la prueba de White. Partiendo del siguiente modelo teórico de series temporales,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_j x_{jt} + \varepsilon_t$$

co de series temporales,

Donde $V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2$, y asumiendo que el

resto de los supuestos sobre MCO se satisfacen, supóngase que se conoce la forma de la heterocedasticidad

$$\varepsilon_t^2 = \delta_0 + \delta_1 z_{1t} + \dots + \delta_j z_{jt} + \mu_t$$

como,

Donde μ_t es algún error estocástico bien comportado. La prueba se compone bajo la hipótesis nula de no

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_j = 0 \rightarrow \varepsilon_t^2 = \delta_0 + \mu_t$$

heterocedasticidad, es decir,

En cuyo caso la varianza de los residuos depende solamente de una constante y por ende se cumple con la homocedasticidad. Por la contraparte, la hipótesis al-

$$H_1: \text{cualquier } \delta_j \neq 0$$

ternativa se construye de la siguiente forma,

En donde los residuos dependerían sobre alguna variable sujeta al tiempo z_{pt} y por lo tanto, se consideran como no constante (heterocedásticos). El rechazo de la hipótesis nula significa que los residuos son heterocedásticos.

2.1.8 Prueba de Autocorrelación

Para la prueba de autocorrelación se utilizó la prueba de Breusch – Godfrey. Partiendo del siguiente modelo

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_p x_{pt} + \varepsilon_t$$

lo teórico de series temporales,

Donde $E(\varepsilon_t) = \mu_\varepsilon$, y asumiendo que el resto de los supuestos sobre MCO se satisfacen, supóngase que se

$$\varepsilon_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j \varepsilon_{t-j} + \delta_1 x_{1t} + \dots + \delta_p x_{pt} + \tau_t$$

conoce la forma de la autocorrelación como,

Donde τ_t es algún error estocástico bien comportado. La prueba se compone bajo la hipótesis nula de no

$$H_0: \phi_j = 0 \rightarrow \varepsilon_t = \tau_t$$

autocorrelación, es decir,

En cuyo caso la correlación entre los residuos depende solamente de una constante y por ende son no autocorrelacionados. Por la contraparte, la hipótesis al-

$$H_1: \phi_j \neq 0$$

ternativa se construye de la siguiente forma,

En donde los residuos dependerían sobre algún rezago ε_{t-p} y por lo tanto se consideran como correlacionados. El rechazo de la hipótesis nula significa que los residuos presentan autocorrelación entre sí.

2.1.9 Errores estándar Newey – West

Al ser un análisis de series de tiempo, se considera que la autocorrelación va a estar presente a pesar de aplicar rezagos a la variable dependiente. Para sanar este síntoma de especificación inadecuada, se utilizan errores estándares robustos. Tales errores estándar robustos pueden hacer frente a una serie de pequeñas preocupaciones sobre el fracaso de cumplir con los supuestos de MCO, tales como problemas sobre la normalidad, autocorrelación y heteroscedasticidad de los residuos. Para tales preocupaciones, la opción robusta trata con eficacia los errores estándares de los modelos.

Los errores estándares Newey – West para los coeficientes estimados con la regresión de MCO asumen una estructura heterocedásticas y posiblemente autocorrelacionada hasta un cierto rezago. Esto resulta prudente al tratarse de series de tiempo, y sobre todo, al ser variables medidas en el agregado. La metodología produce errores estándares consistentes para los coeficientes de MCO, es decir, errores estándar cuyo nivel de significancia va a ir mejorando a medida que se le agreguen más entradas a la muestra.

Se utilizan los errores estándares de Newey – West con p rezagos, tal y como se identificó en el promedio móvil (MA) de los modelos anteriores. Se supone que la estructura de errores es heterocedástica y posiblemente autocorrelacionada hasta cierto rezago. Los p rezagos permiten controlar por la autocorrelación de los residuos hasta p periodos atrás. Así, se asume que los errores estándares controlan por la posible heteroscedasticidad y autocorrelación de los residuos, de forma que, se debe poner atención al resto de pruebas para aprobar el modelo como estadísticamente significativo.

2.1.10 Matriz de Correlación

Uno de los supuestos más importantes de MCO es que los coeficientes (regresores) no estén correlacionados con el error estocástico. Debe existir una matriz casi identidad entre las variables de forma que no haya endogeneidad en el modelo especificado. Naturalmente las variables exógenas van a tener un grado de correlación diferente de cero.

3. DATOS

La variable exógena central de esta investigación es el flujo de entrada de IED trimestral en millones de dólares. Para identificar su efecto, se consideran como variables endógenas: el PIB trimestral de Costa Rica en millones de dólares, las exportaciones⁸ totales trimes-

trales de Costa Rica en millones de dólares y una serie trimestral estimada del número de ocupados. Más adelante se detallan las estimaciones pertinentes de cada serie.

Las variables exógenas que acompañaron el análisis fueron:

- Formación Bruta de Capital.
- PIB real desestacionalizado de Estados Unidos.
- Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real Multilateral con Ponderadores Móviles (ITCRMPM).
- Índice de Salarios Mínimos Reales (ISMR).

Todas las variables de naturaleza monetaria fueron utilizadas en millones de dólares. Las variables para Costa Rica abarcaban de 1991 al 2016; representando la totalidad de datos disponibles al momento del estudio. Donde se decidió utilizar la mayor cantidad de datos posibles con el fin de incrementar el poder estadístico de las pruebas de hipótesis de los coeficientes, y poder reportar el efecto sobre toda la serie, y no sobre una submuestra de estas. Las series fueron obtenidas de las bases de datos públicas del Banco Central de Costa Rica (BCCR), el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS) y el Federal Reserve Economic Data (FRED) de la FED de St. Louis, Missouri.

Los modelos se corrieron con logaritmos naturales con la idea de extraer las elasticidades entre los regresores y la variable endógena. Se debe notar que el registro de la IED del régimen de Zona Franca para el primer trimestre del 2009 (1T09) fue negativo en -18.96 millones de dólares. Esto quiere decir que el logaritmo natural para ese periodo es inexistente y, por ende, se descartó esta cifra de la serie. El efecto de esta exclusión sobre los resultados finales del estudio fue nulo.

El PIB de Costa Rica, el PIB de Estados Unidos, las exportaciones totales, la formación bruta de capital y los dos índices tienen registro trimestral histórico hasta el primer trimestre de 1991, en consecuencia, se consideró imperativo empatar las series de IED y número de ocupados a la misma periodicidad. Esto implicó estimar las series restante del primer trimestre de 1991 (1T91) hasta el cuarto trimestre de 1999 (4T99). Se consideró que la extensión de las series establecería validez estadística en los resultados haciendo el ejercicio econométrico valioso.

3.1 IED Total

El BCCR tiene datos anuales oficiales de IED de 1950 – 2016, estos han sido trimestralizados utilizando

⁸ Se utilizan las exportaciones totales, de bienes y servicios provenientes del PIB según Componentes del Gasto del BCCR.

la mediana histórica de cada trimestre oficial del 2000 al 2016; asumiendo una proporción θ_t constante. Dado que el coeficiente de variación tiende más hacia cero que hacia uno, el siguiente cuadro justifica el uso de la mediana⁹ para la proporción de los trimestres.

Cada trimestre corresponde a la mediana histórica multiplicada por el monto anual oficial. Esto quiere decir que la proporción de cada trimestre permanece constante a través de los años estimados. Este método permite seguir la distribución constante histórica a través de los trimestres, y al mismo tiempo mantener la variación de los datos anuales oficiales. Se puede ver gráficamente la porción estimada de la serie,

La región sombreada del Gráfico 1 representa la porción estimada de la serie de IED total. Se pueden

CUADRO 1: PROPORCIÓN TRIMESTRAL HISTÓRICA DE LA IED 1T00-4T16

Trimestre	Media	Mediana	Desviación	Variación
1T	0.30	0.27	0.05	0.17
2T	0.24	0.25	0.06	0.24
3T	0.20	0.19	0.06	0.29
4T	0.26	0.26	0.06	0.22

NOTA: donde $\theta_t \in [0, 1]$. Desviación es la desviación estándar y variación el coeficiente de variación.

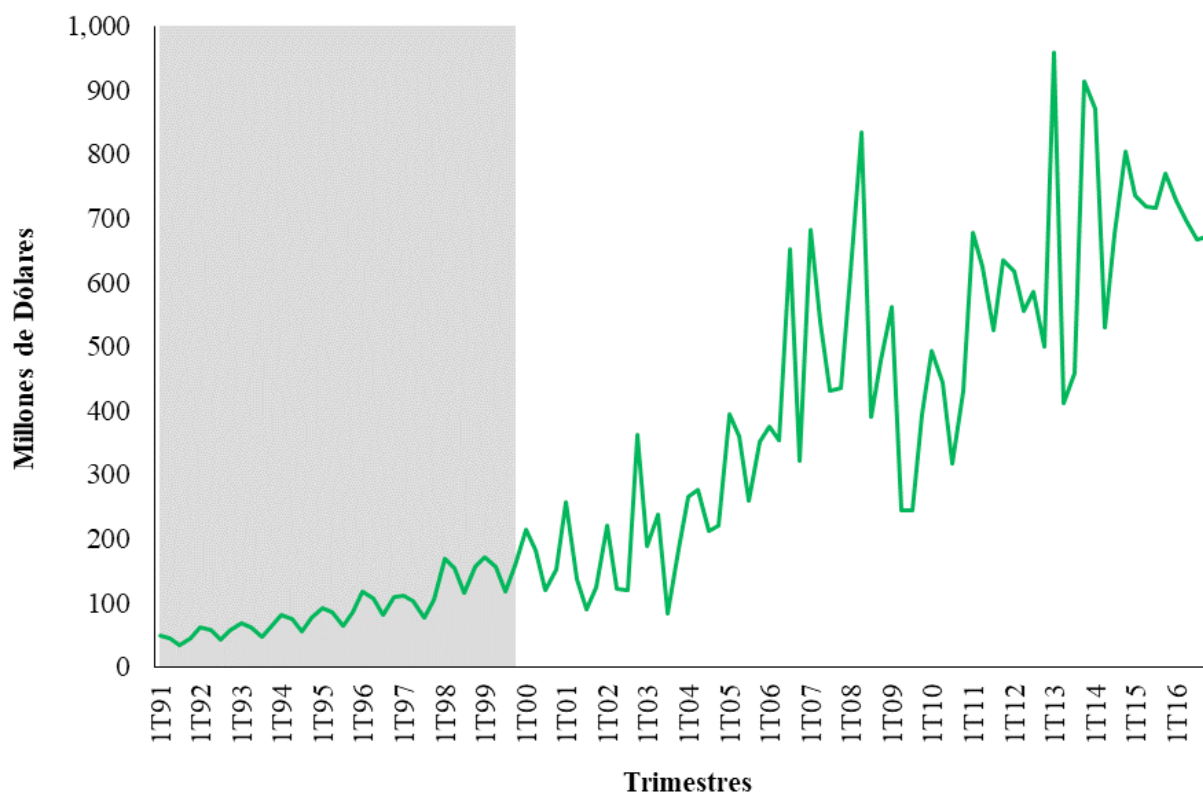
apreciar los años de baja inversión que se han estimado, y en términos numéricos, la parte estimada de la serie representa menos del 30%.

3.2 IED Según Regímenes

Los datos de IED estimados por el Grupo Interinstitucional de IED (BCCR, Coalición Costarricense de Iniciativas de Desarrollo, Promotora del Comercio Exterior, Ministerio de Comercio Exterior e Instituto Costarricense de Turismo) se dividen en seis regímenes: Definitivo, Zona Franca, Turismo, Sistema Financiero, Perfeccionamiento Activo e Inmobiliario. Para el propósito de este documento se considera el régimen de Zona Franca en contraste con el régimen Definitivo; en donde el último es la sumatoria de todos los demás regímenes. Se conserva el nombre de régimen Definitivo, a pesar de la falta de precisión, porque se considera sencilla la interpretación de los resultados en la coyuntura nacional. Esto propicia que se construya un margen robusto bajo el cual evaluar al régimen de Zona Franca.

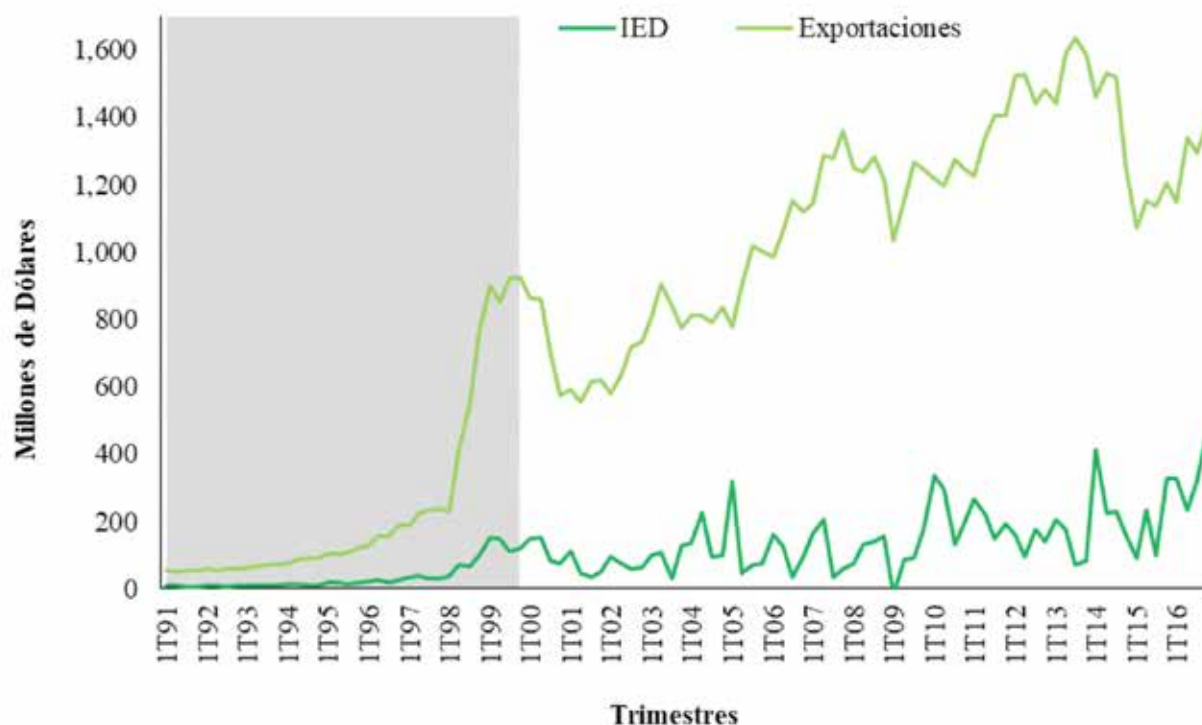
Las series fueron estimadas en orden y en proporción a la IED total. Primero, dado que las empresas pertenecientes al régimen de Zona Franca se establecen en el país con el fin de exportar bienes y servicios, la serie trimestral original fue ajustada por la tasa de

GRÁFICO 1: IED TOTAL TRIMESTRAL 1991 – 2016



⁹ Se podría utilizar la media en casos en donde la distancia entre la mediana y la media sea pequeña y el coeficiente de variación tienda a cero.

GRÁFICO 2: IED Y EXPORTACIONES TRIMESTRALES DE ZONA FRANCA 1991 – 2016



crecimiento trimestral de las exportaciones. Ambas series tienen una relación casi uno a uno dado que todas las empresas que componen las exportaciones de Zona Franca son las mismas que aportan a la IED del mismo rubro. Nótese que la serie de exportaciones mencionada es oficial del BCCR¹⁰ para el periodo de estudio 1T91 – 4T16. El Gráfico 2 muestra la relación que existe entre las exportaciones y la aportación de la IED del régimen de Zona Franca. Se confirmó que ambas series se pueden identificar bajo el mismo proceso de autocorrelación: AR (1) y MA (4).

Segundo, la serie estimada de la IED de Zona Franca representa una proporción ρ_t de la IED total de forma que $\rho_t \in [0, 1]$ con $t := \{1, 2, 3, 4\}$. Entonces la serie del régimen Definitivo se estima primero a través de $1 - \rho_t$ y después multiplicando esa proporción por la IED total del trimestre respectivo. Esto genera dos series que sumadas equivalen a la IED total, históricamente la IED de Zona Franca ha representado un 35% del total mientras que el régimen Definitivo el 65% restante. Sin embargo, al cuarto trimestre del 2016 la proporción es de 67% para Zona Franca y 33% para el régimen Definitivo. Ambos resultados pueden ser replicados multiplicando el dato anual oficial de IED por

la mediana histórica de cada trimestre de la serie trimestral disponible en el BCCR.

Con esto en mente se puede ver en el Gráfico 3 el comportamiento de ambas series que equivalen a la serie mostrada en el Gráfico 1.

La región sombreada muestra la porción estimada de la serie que representa el 30% del total de la serie; igual que en la IED total.

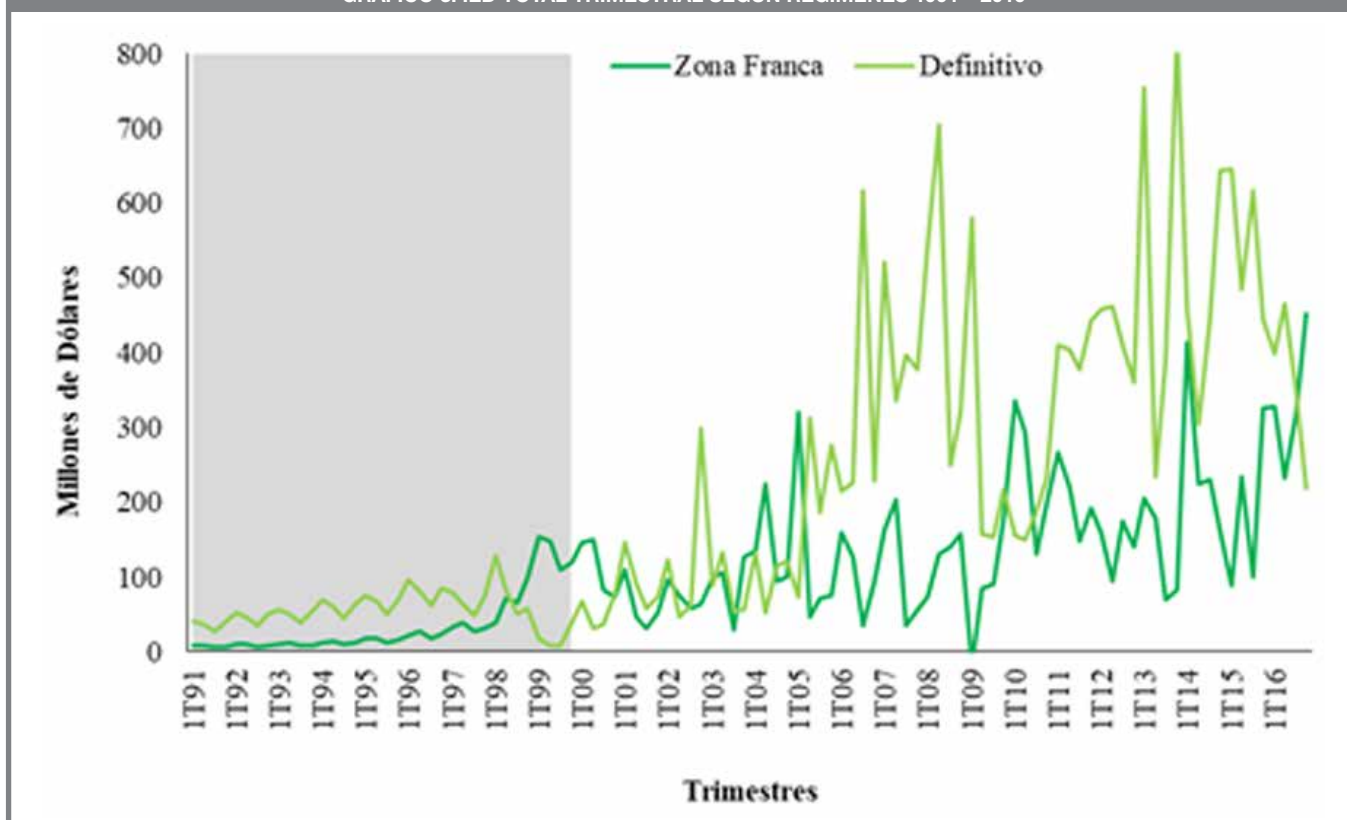
Ocupados

Estimar la serie del número total de ocupados fue de las tareas más complejas del análisis. La serie ideal para un estudio trimestral es la Encuesta Continua de Empleo (ECE) del INEC, sin embargo, la serie comienza en el tercer trimestre del 2010. En contraste, se consideró la posibilidad de utilizar la serie del total de personas aseguradas en la CCSS como proxy para el total de empleados, pero ésta es más corta que la del INEC. Ambas series pueden utilizarse para estimar una serie comprensiva sobre el total de ocupados, pero la incompatibilidad de periodos hace de esto una tarea inefectiva.

Afortunadamente, el INEC tiene una serie anual ajustada entre la ECE y la Encuesta de Hogares con Propósitos Múltiples (EHPM). La ECE reemplazó a la

¹⁰ La serie fue brindada por Manfred Víquez Alcázar, número de teléfono (506) 2243-3314.

GRÁFICO 3: IED TOTAL TRIMESTRAL SEGÚN REGÍMENES 1991 – 2016



EHPM teniendo un paso intermedio que se llamó la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), ambas series son incompatibles con la ENAH, y por ende, no existe una serie unificada de ocupados. El INEC proporciona una serie ajustada que compensa las pequeñas diferencias metodológicas.

Basándose en la serie anual comprensiva del INEC se estimó una “proxy” para el total de ocupados trimestral. El ejercicio consistió en trimestralizar la serie anual del 1T91 hasta 2T10. Primero, se estimó hacia atrás la ECE ajustándola por la tasa de variación promedio trimestral del IMAE.¹¹ Esto genera una serie que sigue la misma variación del IMAE, y es razonable suponer que el número de ocupados se ajusta con la actividad económica; la correlación del 3T10 – 4T16 entre ambas series es de 0.97.

Una vez que se tiene la serie trimestralizada, se conjuga con el dato anual oficial mediante

$$x_t - \left[\frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^4 x_{t-\tau} - X_i \right]$$

Donde x_t = dato trimestral estimado con la tasa de variación del IMAE, $n = 4$ al tratarse de trimestres y

X_i = dato oficial anual de ocupados del INEC. Debe quedar claro que los subíndices implican $t := \{1, 2, 3, 4\}$ representando cada trimestre mientras que el segundo es $i := \{1991, \dots, 2016\}$ representando los años del estudio.

La fórmula anterior replica perfectamente los datos trimestrales de la ECE, tomando en cuenta que el dato anual del INEC corresponde a un promedio simple del número total de empleados de cada trimestre. Naturalmente el número anual no es una sumatoria de los cuatro trimestres, ni tampoco corresponde al último trimestre únicamente; he ahí el promedio simple.¹²

Por consiguiente, se logró tener una serie histórica trimestral de la ECE basándose en la metodología descrita, sin embargo, presentó muchos problemas a lo largo del proceso metodológico y hubo que descartarla. Se decidió utilizar la misma ECE estimada del 4T99 al 1T91 con la tasa de variación interanual del IMAE. La última serie resultó estadísticamente adecuada y adicionalmente produjo los resultados esperados.

Lo ideal sería tener la serie oficial con diferentes periodicidades, que no haya necesidad de ajustarla, y mucho menos estimarla. Es por esta razón que la esti-

¹¹ El IMAE incluyendo a Zona Franca.

¹² El promedio simple fue confirmado por el Centro de Información del INEC (506) 2280-9280 ext. 327.

mación de las series es una parte crucial del aporte del artículo a la literatura sobre el efecto de la IED en Costa Rica. Hay múltiples formas de hacer la estimación de las secciones faltantes de las series históricas y por eso se recalca que el artículo pretende aportar resultados sujetos al contexto de la disponibilidad y ajuste de los datos. La estrategia empírica pudo haber variado desde no estimar las secciones faltantes de las series, hasta hacer una predicción hacia atrás de las mismas. Además, guiarse por la tasa de variación de la serie del PIB, o inclusive como porcentaje de la fuerza laboral. En fin, todas estas diferentes estrategias de estimación de datos faltantes en la serie son componentes cruciales del análisis, y por ende, de los resultados del estudio.

Los resultados de los modelos permiten no rechazar la serie generada de ocupados. En el análisis del efecto de la IED con respecto al PIB, la serie de ocupados resultó significativa dentro de la función de producción utilizada. Agregando pruebas adicionales resultó haber causalidad en ambas direcciones con respecto a la IED y sus regímenes.

4. RESULTADOS

Como se mencionó en la sección anterior, antes de poder estimar una serie de tiempo se necesita observar el orden de integración que tienen las variables involucradas. Si todas las variables tienen el mismo orden de integración $I(n)$ entonces se prosigue al análisis de series de tiempo. En este caso todas las variables del documento tienen un orden de integración $I(1)$ como se puede ver en el Cuadro 2.

CUADRO 2: RESULTADOS PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA (ADF) CON CONSTANTE

Variable	Estadístico de Logaritmos	Primera Diferencia	Valor Crítico	p-value
IED_t	-2.260	-13.796***	-3.509	0.000
IED_Def_t	-2.893*	-13.509***	-3.509	0.000
IED_ZF_t	-2.582*	-13.442***	-3.509	0.000
K_t	-1.285	-11.219***	-3.509	0.000
E_t	-1.615	-10.744***	-3.509	0.000
W_t	-1.414	-28.850***	-3.509	0.000
X_t	-1.705	-11.021***	-3.509	0.000
TC_t	-0.624	-9.269***	-3.509	0.000
PIB_t	-0.284	-8.296***	-3.509	0.000
PIB_USA_t	-3.506**	-6.537***	-3.509	0.000

NOTA: sea *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ y * $p < 0.10$; donde la ausencia de * implica insignificancia estadística.

La prueba se realizó de forma general, es decir, incluyendo constante y tendencia para todas las variables. Esto permite que haya al menos un vector de cointegración que explique de forma lineal la relación que hay entre las variables. Los resultados indican que la hipótesis que la serie es no estacionaria (o que tiene raíz unitaria) no puede ser rechazada. Se puede concluir que las variables no son estacionarias.

El vector de cointegración puede ser estimado utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El desglose según regímenes corresponde a los modelos (3), (6) y (9) respectivamente. En teoría los coeficientes deberían tender a ser una sumatoria que equivale al coeficiente de la IED total en los modelos. Los resultados se exponen en el Cuadro 3 bajo las estructuras de los modelos que corresponde a cada variable y su respectivo desglose.

CUADRO 3: RESULTADOS MCO

Variable	Crecimiento	Exportaciones	Ocupados
$\ln IED_t$	0.05**	0.14***	0.05***
$\ln IED_Def_t$	0.03***	0.08***	0.02*
$\ln IED_ZF_t$	0.02***	0.07***	0.03***
$\ln K_t$	0.54***	-----	-----
$\ln E_t$	0.58***	-----	-----
$\ln W_t$	-----	-----	-----
$\ln TC_t$	-0.88***	-0.95***	-----
$\ln PIB_t$	-----	-----	0.38***
$\ln PIB_USA_t$	-----	1.95***	-----

NOTA: sea *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ y * $p < 0.10$; donde la ausencia de * implica insignificancia estadística.

Evaluando los resultados de MCO específicamente para exportaciones totales, de bienes y de servicios, se obtiene el Cuadro 4 a continuación:

CUADRO 4: RESULTADOS EXPORTACIONES MCO

Variable	Totales	Bienes	Servicios
$\ln IED_t$	0.14***	0.10***	0.07***
$\ln IED_Def_t$	0.08***	0.06***	0.03**
$\ln IED_ZF_t$	0.07***	0.04**	0.04**
$\ln TC_t$	-0.95***	-0.72***	-1.19***
$\ln PIB_USA_t$	1.95***	1.68***	3.64***

NOTA: sea *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ y * $p < 0.10$; donde la ausencia de * implica insignificancia estadística.

Ahora, se evaluaron los coeficientes utilizando un modelo ARMAX con el fin último de identificar el efec-

to de la media de largo plazo de la variable dependiente. Se manipula el modelo considerando que no hay orden de integración, es decir, sin considerar diferencias para obtener los resultados. Se obtuvieron los resultados incluidos en el Cuadro 5:

CUADRO 5: RESULTADOS ARMAX

Variable	Crecimiento	Exportaciones	Ocupados
$\ln IED_t$	-0.003	0.077***	-0.013
$\ln IED_Def_t$	-0.002	0.041***	-0.002
$\ln IED_ZF_t$	-0.002	0.050***	-0.002
$\ln K_t$	0.299***	-----	-----
$\ln E_t$	0.024	-----	-----
$\ln W_t$	-----	-----	-----
$\ln TC_t$	-0.417***	-0.418**	-----
$\ln PIB_t$	-----	-----	0.455***
$\ln PIB_USA_t$	-----	2.500***	-----

NOTA: sea *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ y * $p < 0.10$; donde la ausencia de * implica insignificancia estadística. El error estocástico de todos los modelos sigue un proceso de ruido blanco con $p\text{-value} = 1.00$.

El mismo análisis para las exportaciones totales y desglosadas, se expone en el Cuadro 6.

CUADRO 6: RESULTADOS EXPORTACIONES ARMAX

Variable	Totales	Bienes	Servicios
$\ln IED_t$	0.077***	0.003	0.011
$\ln IED_Def_t$	0.041***	0.010	0.013**
$\ln IED_ZF_t$	0.050***	0.008*	0.003
$\ln TC_t$	-0.418**	-0.154	-0.245
$\ln PIB_USA_t$	2.500***	2.401***	3.919***

NOTA: sea *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ y * $p < 0.10$; donde la ausencia de * implica insignificancia estadística.

El coeficiente del ARMAX se interpreta¹³ como el efecto que tiene la variable exógena sobre la media de largo plazo de la variable endógena. Como se puede apreciar, solo el modelo de exportaciones totales aporta coeficientes significativos, con residuos normalmente distribuidos y por ende interpretables. Se ilustran los cuadros 5 y 6 con el propósito de enfatizar la importancia que tienen los resultados de MCO. Si bien no es el método más sofisticado para tratar con series de tiempo, es el método que identificó significativamente los coeficientes de IED en Costa Rica.

En el anexo 2 se pueden ver los gráficos de las series históricas con sus respectivas estimaciones a lo largo del periodo. Los resultados son robustos debido a que

los modelos iniciales de cada variable endógena mejoran y/o permanecen iguales cuando la IED es agregada como una variable relevante omitida. Esto quiere decir que la ecuación inicial (teórica) es estadísticamente significativa y permanece así aun cuando se controla por IED. Todos los regresores de cada modelo tienen correlación cero con sus respectivos residuos.

Resultados Pruebas Series de Tiempo

Efectuando las pruebas correspondientes a los residuos de los modelos se obtienen los resultados de los Cuadros 7 – 11:

CUADRO 7: PRUEBAS MCO CRECIMIENTO (P-VALUE)

Prueba	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
Raíz Unitaria	0.000	0.000	0.000
Ruido Blanco	0.000	0.000	0.000
Significancia Global	0.000	0.000	0.000
Normalidad	0.597	0.624	0.473
Heterocedasticidad	NA	NA	NA
Autocorrelación	NA	NA	NA

NOTA: Las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad no aplican por los errores estándar Newey-West.

CUADRO 8: PRUEBAS MCO EXPORTACIONES (P-VALUE)

Prueba	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
Raíz Unitaria	0.000	0.000	0.000
Ruido Blanco	0.000	0.000	0.000
Significancia Global	0.000	0.000	0.000
Normalidad	0.354	0.491	0.259
Heterocedasticidad	NA	NA	NA
Autocorrelación	NA	NA	NA

NOTA: Las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad no aplican por los errores estándar Newey-West.

CUADRO 9: PRUEBAS MCO EXPORTACIONES BIENES (P-VALUE)

Prueba	Modelo (4b)	Modelo (5b)	Modelo (6b)
Raíz Unitaria	0.013	0.000	0.000
Ruido Blanco	0.000	0.000	0.000
Significancia Global	0.000	0.000	0.000
Normalidad	0.232	0.485	0.127
Heterocedasticidad	NA	NA	NA
Autocorrelación	NA	NA	NA

NOTA: Las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad no aplican por los errores estándar Newey – West. La variable dependiente es exportaciones de bienes.

¹³ Ver anexo 3 para la interpretación metodológica.

CUADRO 10: PRUEBAS MCO EXPORTACIONES SERVICIOS (P-VALUE)

Prueba	Modelo (4s)	Modelo (5s)	Modelo (6s)
Raíz Unitaria	0.034	0.004	0.011
Ruido Blanco	0.000	0.000	0.000
Significancia Global	0.000	0.000	0.000
Normalidad	0.521	0.503	0.589
Heterocedasticidad	NA	NA	NA
Autocorrelación	NA	NA	NA

NOTA: Las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad no aplican por los errores estándar Newey – West. La variable dependiente es exportaciones de servicios.

CUADRO 11: PRUEBAS MCO OCUPADOS (P-VALUE)

Prueba	Modelo (7)	Modelo (8)	Modelo (9)
Raíz Unitaria	0.000	0.000	0.000
Ruido Blanco	0.000	0.000	0.000
Significancia Global	0.000	0.000	0.000
Normalidad	0.479	0.503	0.568
Heterocedasticidad	NA	NA	NA
Autocorrelación	NA	NA	NA

NOTA: Las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad no aplican por los errores estándar Newey – West.

Nótese como todos los modelos cumplen con los supuestos teóricos de MCO. Esto quiere decir que se ha encontrado un vector de cointegración que puede identificar los coeficientes de manera significativa. Los residuos son normales, lo cual permite realizar pruebas de hipótesis sobre si los coeficientes son estadísticamente diferentes de cero. Los residuos no siguen un proceso de ruido blanco y no tienen raíz unitaria, por lo que siguen un proceso de autocorrelación estacionario. Como se puede ver en los Cuadros 7 – 11, los coeficientes presentan significancia global y no están correlacionados con el error estocástico.

CONCLUSIONES

El principal resultado obtenido fue que el impacto de la IED es positivo y significativo en el crecimiento económico del país (medido por el PIB) entre los años 1991-2016. Este resultado comprueba la hipótesis inicial del artículo. Adicionalmente, el análisis empírico arrojó resultados positivos de la IED sobre las variables de exportaciones y número de ocupados. Los resultados encontrados están en línea con la mayoría de la literatura expuesta en el artículo y sugieren que para Costa Rica la elasticidad entre la IED y los indicadores macroeconómicos escogidos es positiva y estadísticamente significativa.

Se concluye que el método de MCO es lo suficientemente robusto como para interpretar las elasticidades de las variables estudiadas. Se descarta el uso de AR-MAX para todos los modelos, menos para el de exportaciones totales. En el Cuadro 12 se muestran los resultados del tamaño de las elasticidades en porcentaje. Se puede observar, por ejemplo, que el aumento estimado de las exportaciones de servicios es de 3.1% dado un aumento del 1% en la IED del régimen Definitivo; manteniendo todo el resto constante. En contraste, el aumento estimado de las exportaciones de servicios es de 3.7% dado un aumento del 1% en la IED de Zona Franca; manteniendo todo el resto constante.

CUADRO 12: RESUMEN DE ELASTICIDADES 1991 – 2016

Modelo	IED Total	IED Definitivo	IED Zona Franca
Crecimiento	5	3	2
Exp. Totales	14	8	7
Exp. Bienes	10	6	4
Exp. Servicios	7	3	4
Ocupados	5	2	3

NOTA: Interpretese la elasticidad como el aumento estimado promedio en la variable dependiente dado un aumento del 1% en la variable independiente; a la unidad más cercana. Por ejemplo: el aumento estimado del PIB es de 5% dado un aumento del 1% en la IED total en promedio; manteniendo todo el resto constante.

En el Cuadro 13 se visualizan los resultados en términos de generación de dólares promedio por un dólar adicional de IED. Se comprueba la hipótesis paralela del artículo ya que la IED del régimen de Zona Franca tiene un efecto de largo plazo de mayor tamaño que el del régimen Definitivo sobre las exportaciones totales y las exportaciones de servicios. El Cuadro 13 dice que por cada dólar invertido de IED de Zona Franca se generaron en promedio 14 dólares adicionales en las exportaciones totales, comparado con 12 dólares del régimen Definitivo. También, que por cada dólar invertido de IED de Zona Franca se generaron en promedio 6 dólares adicionales en las exportaciones de servicios, comparado con 4 del régimen Definitivo.

CUADRO 13: RESUMEN DE COEFICIENTES EN DÓLARES 1991 – 2016

Variable	IED Total	IED Definitivo	IED Zona Franca
Crecimiento	7	6	5
Exp. Totales	20	12	14
Exp. Bienes	14	9	8
Exp. Servicios	8	4	6

NOTA: Interpretese el valor como la generación promedio de dólares en la variable dependiente por cada dólar invertido de IED; a la unidad más cercana.

En términos de generación de nuevos puestos de trabajo o nuevas personas empleadas (ocupadas), se tiene lo siguiente:

**CUADRO 14: RESUMEN DE NÚMERO DE EMPLEADOS
1991 – 2016**

Variable	IED Total	IED Definitivo	IED Zona Franca
Crecimiento	7	6	5

NOTA: En el caso de ocupados se habla de la generación promedio de empleos por cada millón de dólares invertidos de IED; a la unidad más cercana.

Se comprueba la hipótesis paralela del artículo ya que la IED del régimen de Zona Franca tiene un efecto de largo plazo de mayor tamaño que el del régimen Definitivo sobre el número de personas ocupadas. El Cuadro 14 dice que por cada millón de dólares invertidos de IED de Zona Franca se generaron en promedio 10 nuevos puestos de trabajo, comparado con 6 del régimen Definitivo.

gimen Definitivo.

El objetivo primordial de artículo era identificar con validez estadística los efectos (tamaño y signo) de la IED, desglosada por régimen, sobre las variables macroeconómicas estudiadas. Es importante hacer notar que el tamaño y signo del efecto entre un régimen y el otro no es ambiguo cuando se utiliza MCO.

A pesar de las limitaciones en la disponibilidad de datos en Costa Rica los resultados encontrados en este artículo son robustos y claramente ayudan con datos significativos a la discusión de política pública en el país. Sin embargo, estos resultados no nos permiten entender todavía como lograr mayores interacciones entre la IED y la economía local, como lograr que más empresas locales se encadenen a las extranjeras y como lograr que la productividad laboral del país mejore sustancialmente. Este es un desafío pendiente que se debe enfrentar con nuevas y variadas investigaciones académicas.

BIBLIOGRAFÍA

- Acemoglu, D. (2012). Introduction To Economic Growth. *Journal of economic theory* 147(2), 545-550.
- Ali, N. M. (2018). Does foreign direct investment lead to economic growth? Evidences from Asian developing countries. *International Journal of Economics and Finance* 10(3), 109-119.
- Baldwin, R. B. (2005). Multinationals, endogenous growth, and technological spillovers: theory and evidence. *Review of International Economics* 13(5), 945-963.
- De Gregorio, J. (1992). Economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics* 39(1), 59-84.
- Herzer, D. D. (2018). The long-run effect of foreign direct investment on total factor productivity in developing countries: a panel cointegration analysis. *Empirical Economics* 54(2), 309-342.
- Iamsiraroj, S., & Ulubaşoğlu, M. A. (2015). Foreign direct investment and economic growth: A real relationship or wishful thinking? *Economic Modelling* 51, 200-2013.
- Liu, X. B. (2002). Relationships between economic growth, foreign direct investment and trade: evidence from China. *Applied economics* 34(11), 1433-1440.
- Martínez Piva, J. M. (2012). *La inversión extranjera directa en Costa Rica: Factores determinantes y efectos en el desarrollo nacional y regional*. San José: Programa Estado de la Nación.
- Razin, A., & Sadka, E. (2012). *Foreign direct investment: analysis of aggregate flows*. Princeton: Princeton University Press.
- Villena, M. (2013). Estudios de medición del impacto de la inversión extranjera directa en la economía chilena. *Chile: Comité de Inversiones Extranjeras*.
- Zhang, K. H. (2001). How does foreign direct investment affect economic growth in China? *Economics of transition* 9(3), 679-693.

ANEXOS

Ver anexos en <http://dspace.ulead.ac.cr/repositorio/handle/123456789/76>