Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana
https://www.secmca.org/recard
Volumen VII, número 1, 2026

¿Importa el régimen de la inversión extranjera directa para los derrames sectoriales? Evidencia de Costa Rica

Stefan Krause Montalbert
Economista
Universidad Latinoamericana de Ciencia y Tecnología (ULACIT)
skrausem292@ulacit.ed.cr

Recibido: 21 de agosto, 2026
Publicado: 11 de noviembre, 2026

Resumen

Este artículo examina si el régimen bajo el cual ingresa la inversión extranjera directa (IED) a Costa Rica condiciona su capacidad de generar derrames productivos hacia el resto de la economía. El análisis emplea un panel trimestral de 15 industrias para el período 2000T1–2026T2 y combina un instrumento de exposición sectorial de tipo participación-desplazamiento con pruebas de raíz unitaria en panel, cointegración por pares, un modelo de corrección de errores y proyecciones locales en panel, complementados con una regresión de rezagos distribuidos por industria sin instrumento. La IED de régimen regular se asocia de forma positiva y significativa con el crecimiento sectorial en horizontes cortos ($h = 0$ y 1 trimestres), mientras que la IED de zona franca no muestra una asociación significativa en ningún horizonte evaluado. Ambos métodos convergen, en línea con la hipótesis de enclave exportador. Al basarse en ponderaciones de exposición ilustrativas, los resultados son exploratorios.

Palabras clave: inversión extranjera directa; zonas francas; derrames productivos; cointegración; Costa Rica.
Clasificación JEL: F21, F23, O24.

Las opiniones y comentarios expresados en este documento son responsabilidad de los autores.

Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana
https://www.secmca.org/recard
Volumen VII, número 1, 2026

Does the Regime of Foreign Direct Investment Matter for Sectoral Spillovers? Evidence from Costa Rica

Stefan Krause Montalbert
Economista
Universidad Latinoamericana de Ciencia y Tecnología (ULACIT)
skrausem292@ulacit.ed.cr

Received: August 21, 2026
Published: November 11, 2026

Abstract

This paper examines whether the regime under which foreign direct investment (FDI) enters Costa Rica conditions its capacity to generate productive spillovers to the rest of the economy. The analysis uses a quarterly panel of 15 industries over 2000 Q1–2026 Q2 and combines a shift-share sectoral exposure instrument with panel unit-root tests, pairwise cointegration analysis, a vector error-correction model, and panel local projections, complemented by an instrument-free industry-level distributed-lag regression. Regular-regime FDI is positively and significantly associated with sectoral growth at short horizons ($h = 0$ and 1 quarters), while free-trade-zone FDI shows no significant association at any evaluated horizon. Both methods point in the same direction, consistent with the export-enclave hypothesis. Because sectoral exposure is proxied with illustrative weights, the results should be read as exploratory.

Keywords: foreign direct investment; free trade zones; productive spillovers; cointegration; Costa Rica.
JEL Classification: F21, F23, O24.

The opinions and comments expressed in this document are the responsibility of the authors.

1 Introducción

La inversión extranjera directa (IED)[1] ha sido el eje central de la estrategia de desarrollo productivo de Costa Rica desde inicios de la década de 1990, y el régimen de zona franca (ZF) —que ofrece incentivos fiscales, procedimientos aduaneros simplificados y estabilidad jurídica— ha sido su principal vehículo. De acuerdo con la contabilidad reciente de la propia Promotora del Comercio Exterior de Costa Rica (PROCOMER), el régimen de zona franca captó alrededor de dos terceras partes de los flujos totales de IED en 2025, aporta del orden de 15 por ciento del PIB, representa la mayor parte de las exportaciones de bienes y sostiene más de 260.000 empleos directos e indirectos. La manufactura —dispositivos médicos, electrónica avanzada, componentes de precisión y ciencias de la vida— sigue siendo el principal destino de esa inversión. Esta escala es precisamente la razón por la cual la pregunta sobre el régimen resulta relevante: incluso una diferencia moderada en la capacidad de derrame entre la IED de zona franca y la de régimen regular tendría implicaciones de primer orden para la política de desarrollo productivo, dado que el canal de zona franca no constituye una porción marginal del capital entrante, sino la dominante.

La pregunta que investiga este artículo —si el régimen bajo el cual ingresa la IED a Costa Rica condiciona su capacidad de generar encadenamientos productivos con el resto de la economía— se inscribe en una literatura consolidada, pero aún no resuelta, sobre enclaves de IED frente a desarrollo liderado por la IED. La hipótesis de trabajo, coherente con la literatura de enclave exportador, es que la IED de zona franca, al estar orientada a la exportación, ser intensiva en insumos importados y encontrarse fiscalmente aislada del incentivo a abastecerse localmente, genera derrames más débiles que la IED de régimen regular, que está más orientada al mercado interno. Una segunda pregunta, complementaria y de carácter más descriptivo, es cómo se relaciona la actividad económica sectorial en Costa Rica, de forma contemporánea y con rezagos, con cada una de las principales categorías de IED que publica el Banco Central de Costa Rica (BCCR) —total, turismo, zona franca, inmobiliaria y régimen regular—, con independencia de la pregunta sobre heterogeneidad de regímenes.

Conviene precisar desde el inicio el alcance de la evidencia. Debido a que el BCCR no publica la IED

[1] El Manual de balanza de pagos y posición de inversión internacional, sexta edición (MBP6), del Fondo Monetario Internacional (FMI, 2009) utiliza la denominación "inversión directa". En este artículo se mantiene la expresión "inversión extranjera directa (IED)", habitual en la literatura sobre derrames productivos, para referirse a la inversión directa de no residentes en la economía costarricense (pasivos de inversión directa); ambas denominaciones remiten al mismo concepto estadístico.

cruzada por régimen e industria, y a que las restricciones encontradas durante el proceso de investigación no permitieron obtener de fuentes primarias (PROCOMER o CINDE) ponderaciones observadas de exposición sectorial por régimen, el instrumento del Método A se construye con ponderaciones ilustrativas. En consecuencia, el artículo debe leerse como una contribución de carácter exploratorio y metodológico: propone y documenta un procedimiento replicable para estimar el perfil dinámico del derrame por régimen, y presenta resultados preliminares coherentes con la hipótesis de enclave exportador, que deberán validarse con datos observados de exposición sectorial.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 revisa la literatura pertinente. La Sección 3 presenta los datos compartidos y las dos estrategias empíricas complementarias: un procedimiento de heterogeneidad de regímenes basado en cointegración, un modelo de corrección de errores (VECM) y proyecciones locales en panel (Método A), y una regresión de panel con rezagos distribuidos a nivel de industria que utiliza directamente las series nacionales de IED (Método B). La Sección 4 reporta los resultados de ambos métodos y discute sus principales limitaciones. La Sección 5 discute, con carácter tentativo, algunas implicaciones económicas de los principales hallazgos, mientras que la Sección 6 concluye.

2 Revisión de literatura

La proposición general de que la IED puede transferir tecnología, prácticas gerenciales y acceso a mercados a las empresas domésticas —pero que tales derrames no ocurren de manera automática— es de larga data (Kokko, 1996; Sjöholm, 1999). Costa Rica ha sido un caso particularmente estudiado porque su estrategia de atracción de IED, anclada en la Coalición Costarricense de Iniciativas de Desarrollo (CINDE) y PROCOMER, suele citarse internacionalmente como un éxito de política pública, mientras que su desempeño en la generación de encadenamientos hacia atrás profundos ha sido más controvertido.

Paus y Gallagher (2007) ofrecen el diagnóstico clásico: al comparar las experiencias de IED de alta tecnología de Costa Rica y México, sostienen que los eslabones faltantes entre la IED y el escalamiento tecnológico endógeno se originan en la ausencia de una estrategia gubernamental coherente para construir capacidades nacionales de proveeduría y en desajustes persistentes de tecnología y escala

entre los requerimientos de insumos de las multinacionales y la capacidad de las empresas locales, lo que concentra el abastecimiento local en actividades de bajo valor agregado, como el empaque. El análisis complementario de Cordero y Paus (2009), centrado específicamente en Costa Rica, concluye que la IED en las zonas francas ha generado beneficios macroeconómicos claros, principalmente por la vía del empleo y de la balanza comercial, mientras que los derrames microeconómicos hacia las empresas domésticas han permanecido comparativamente limitados —lo que denominan el potencial no realizado del desarrollo liderado por la IED.

La evidencia reciente, tanto entre países como a nivel regional, sobre zonas económicas especiales (ZEE) y regímenes de libre comercio subraya además el carácter condicional de los derrames. Frick y Rodríguez-Pose (2023), con datos de África y Asia, muestran que los derrames de las ZEE hacia las zonas circundantes son sistemáticamente más débiles cuando las políticas imponen requisitos estrictos de exportación —un rasgo de diseño típico de muchos regímenes de zona franca. Alsharif y Brenner (2026), en un análisis entre países de economías en desarrollo y emergentes, encuentra que las ZEE se asocian con ganancias de innovación principalmente en sectores de alta tecnología y cuando van acompañadas de políticas institucionales y de fomento de encadenamientos más amplias, y no de incentivos fiscales por sí solos. El trabajo meta-analítico de Demena y Bergeijk (2016) confirma que los derrames horizontales (intraindustriales) de productividad provenientes de la IED en países en desarrollo son, en promedio, pequeños o no significativos, mientras que los encadenamientos verticales (hacia atrás) ofrecen mayor potencial, pero solo cuando las empresas domésticas poseen suficiente capacidad de absorción. Estos patrones coinciden con la evidencia costarricense presentada aquí y con los diagnósticos previos sobre eslabones faltantes Paus y Gallagher (2007). También se hacen eco de trabajos recientes sobre cadenas globales de valor, que enfatizan que el diseño del régimen de IED y las políticas complementarias de desarrollo productivo determinan conjuntamente si la inversión de tipo enclave genera derrames de base amplia o permanece concentrada (véase también Moran (2015) sobre política industrial y profundización de la IED). La evidencia complementaria sobre estructura exportadora refuerza este panorama: al analizar la manufactura india, Hassani y Chandran (2026) encuentran que una mayor granularidad exportadora —una composición de exportaciones más diversificada y menos concentrada— se asocia con una ventaja comparativa más fuerte y un saldo comercial más favorable, lo que sugiere que la composición de la actividad orientada a la exportación, y no solo su volumen,

determina la profundidad de su integración con el resto de la economía.

La evidencia regional reciente publicada en esta misma revista ofrece dos referencias útiles para enmarcar el ejercicio. McLean Ponce (2026), mediante un vector autorregresivo global bayesiano para diecinueve economías, documenta que los choques de incertidumbre de política económica originados en Estados Unidos se transmiten de forma amplia y persistente a las economías centroamericanas, y que una fracción sustancial de la incertidumbre observada en estas economías pequeñas y abiertas se origina en el exterior. Ching Vindas y Segura-Rodríguez (2026), por su parte, presentan la primera estimación de crecimiento en riesgo para Costa Rica e incorporan explícitamente los términos de intercambio para capturar el efecto de la coyuntura internacional, y encuentran que las condiciones financieras y los términos de intercambio afectan de manera significativa la cola inferior de la distribución del crecimiento sin alterar significativamente su valor medio. Ambos resultados son pertinentes para el presente análisis en dos sentidos. Primero, respaldan empíricamente la decisión metodológica de incluir efectos fijos de tiempo, que absorben de manera general los choques externos comunes a todas las industrias en un trimestre dado. Segundo, refuerzan la premisa de fondo de este artículo: en una economía pequeña y abierta, la forma en que el sector externo se articula con la estructura productiva doméstica —y no únicamente la magnitud de los flujos externos— es lo que determina sus consecuencias macroeconómicas.

La evidencia a nivel de empresa complica una lectura puramente pesimista. Utilizando datos administrativos de transacciones entre empresas que cubren el universo de la economía costarricense, Alfaro-Ureña, Manelici y Vasquez (2022) muestran que las empresas domésticas que comienzan a abastecer a una corporación multinacional experimentan ganancias de desempeño amplias y persistentes: cuatro años después del primer encadenamiento, las empresas proveedoras emplean aproximadamente 26 por ciento más trabajadores y exhiben una productividad total de los factores entre 4 y 9 por ciento mayor, sin evidencia de que estas ganancias sean artefactos de efectos de demanda o de cambios en el cumplimiento tributario. Sus resultados indican que, allí donde los encadenamientos efectivamente se forman, son económicamente significativos —lo que agudiza, más que resuelve, la pregunta sobre el régimen que aborda este artículo: ¿es más probable que tales encadenamientos se formen bajo un régimen de IED que bajo otro?

La investigación doméstica orientada a política pública apunta en una dirección similar. Monge-González y Rivera (2022) argumentan explícitamente que la atracción de IED debe complementarse con una política activa de desarrollo productivo para capturar los derrames de productividad asociados con esa inversión, en lugar de suponer que el derrame ocurre automáticamente una vez que la inversión llega. Los encadenamientos productivos siguen siendo superficiales, pues las empresas de zona franca con frecuencia no logran abastecerse localmente de varios insumos críticos, y los insumos que sí se adquieren en el mercado interno tienden a concentrarse en actividades de bajo valor agregado, como el empaque —lo que replica el diagnóstico de Paus y Gallagher (2007) con evidencia cualitativa más reciente. Un antecedente metodológicamente más cercano es el de Huertas-Morales, Loaiza-Marín y Ortiz-Coto (2021), quienes analizan los encadenamientos productivos de firmas extranjeras atraídas por CINDE y por el régimen de zona franca mediante especificaciones de panel no balanceado sobre transacciones entre empresas entre 2008 y 2017, y documentan que estas firmas sí mantienen relaciones comerciales identificables con proveedores domésticos, aunque de composición e intensidad heterogéneas por sector y tecnología disponible.

Un enfoque complementario, de naturaleza contable, se basa en la matriz insumo-producto (MIP) que elabora el BCCR, la cual distingue entre las empresas del régimen especial (zona franca y perfeccionamiento activo) y las del régimen definitivo. Con base en la MIP de 2012, Sánchez Gómez (2021) estima coeficientes de encadenamiento por régimen para las actividades en las que operan empresas de ambos regímenes y encuentra diferencias heterogéneas: en la mayoría de las actividades agrícolas los encadenamientos hacia atrás del régimen especial superan a los del régimen definitivo, mientras que en la manufactura predominan las diferencias desfavorables al régimen especial y en los servicios los resultados son mixtos. Esta evidencia describe la estructura de compras intermedias de cada régimen en un año de referencia y, por ello, es complementaria al análisis dinámico que se desarrolla en este artículo.

Leída en conjunto, esta literatura es coherente con el patrón asimétrico que encuentra este artículo —evidencia de un derrame real, pero concentrado y dependiente del sector, más que amplio y automático—, mientras que la evidencia más reciente a nivel de empresa (Alfaro-Ureña, Manelici y Vasquez, 2022) advierte contra tratar la hipótesis de enclave exportador como un asunto zanjado: los derrames parecen ser sustanciales precisamente allí donde se forma un encadenamiento, lo cual

constituye un objeto empírico distinto de la asociación agregada a nivel de régimen que se estima aquí. La contribución de este artículo respecto de esa literatura es metodológica: en lugar de datos de encadenamientos a nivel de empresa o de evidencia cualitativa de estudios de caso, explota 26 años de variación continua por industria y trimestre para estimar no solo si existe un derrame, sino su perfil dinámico completo —en qué horizonte aparece, cuánto persiste y si se atenúa o se acumula—, una dimensión que los estudios de corte transversal o de panel corto a nivel de empresa no pueden capturar por diseño, al tiempo que se señala explícitamente la limitación de identificación que mantiene el resultado específico por régimen en condición provisional y de carácter exploratorio.

3 Metodología

3.1 Datos compartidos

Ambas partes del análisis se apoyan en la misma base de datos trimestral, construida mediante la agregación a frecuencia trimestral de una base mensual más amplia elaborada en una etapa previa de este programa de investigación, que a su vez consolida series del BCCR y del INEC. La ventana de estimación es 2000T1–2026T2 (106 trimestres), determinada por la disponibilidad de la IED por régimen —el regresor de interés en ambas partes—, que el BCCR no reporta antes de 2000, aun cuando otras series de la base original, como el IMAE (Índice Mensual de Actividad Económica, la aproximación mensual de Costa Rica a la actividad económica) o el tipo de cambio, cubren un período considerablemente más extenso.

La base de datos contiene la IED por régimen en siete categorías (total, empresas de régimen regular, turismo, sistema financiero, zona franca, perfeccionamiento activo e inmobiliaria, todas en millones de dólares estadounidenses), el IMAE en nivel y en variación interanual para el total de la economía y 16 industrias desagregadas, y cuatro controles macroeconómicos: el tipo de cambio de venta, la tasa de política monetaria, las reservas internacionales netas del BCCR y la inflación medida por el IPC. Las series de IED por régimen se agregaron a frecuencia trimestral sumando los tres meses de cada trimestre —una regla verificada de manera que reproduce exactamente la cifra trimestral publicada directamente por la fuente, lo que confirma la coherencia interna entre las versiones mensual y trimestral de la base. El nivel del IMAE y ambas series de variación interanual se agregaron mediante un promedio simple de

tres meses, congruente con el tratamiento del IMAE como índice de actividad productiva; las variables de stock o de precio (tipo de cambio, tasa de política, reservas, nivel del IPC) utilizan el último mes del trimestre, la convención estándar para variables de fin de período. La apertura geográfica por ubicación (dentro o fuera de la Gran Área Metropolitana, GAM) se excluyó deliberadamente de ambas partes del análisis: esa desagregación solo está disponible a partir de 2018, y su inclusión habría reducido severamente la muestra utilizable en un estudio construido alrededor de un panel de 26 años.

3.2 Método A: heterogeneidad de regímenes — cointegración, VECM y proyecciones locales en panel

El Método A reorganiza la base trimestral en formato ancho hacia un panel largo de 15 industrias $\times$ 106 trimestres (1.590 observaciones), en el cual cada fila combina el IMAE de una industria en un trimestre dado con las siete series nacionales de IED por régimen —que, al ser agregados nacionales, se repiten de manera idéntica en las 15 industrias de un mismo trimestre— y los cuatro controles macroeconómicos.

Dado que el BCCR no publica la IED cruzada simultáneamente por régimen e industria, no es posible observar directamente cuánta IED de zona franca o de régimen regular llegó a cada industria en cada trimestre. En su lugar, el Método A construye un instrumento de exposición predicha siguiendo el diseño de participación-desplazamiento (Bartik, 1991), aplicado de manera análoga al tratamiento de los choques de exposición comercial de Autor, Dorn y Hanson (2013):

$$\text{IED instrumentada}_{i,t} = \text{Exposición}_{i} \times \text{IED agregada del régimen}_{t} \tag{1}$$

donde la exposición de cada industria a cada régimen es una ponderación fija entre 0 y 1, y toda la variación temporal proviene del agregado nacional a nivel de régimen, que resulta plausiblemente exógeno a los choques idiosincráticos de cualquier industria individual.

Conviene subrayar que, en la presente versión, las ponderaciones de exposición son ilustrativas: no se derivan de datos observados sobre la distribución sectorial de la IED de cada régimen. El diseño original del estudio preveía sustituirlas por ponderaciones observadas construidas a partir de informa-

ción de PROCOMER, para las empresas de zona franca, o de CINDE, para las empresas atraídas por su gestión; sin embargo, las restricciones encontradas durante el proceso de investigación impidieron obtener dicha información de fuentes primarias. Por esta razón, los resultados que dependen del instrumento —en particular, las proyecciones locales en panel— se presentan como exploratorios: ilustran la aplicación del procedimiento y el tipo de evidencia que este puede generar, pero su magnitud, e incluso su signo, podrían modificarse al emplear ponderaciones observadas. Las pruebas de raíz unitaria, de cointegración y el VECM, que utilizan directamente los agregados nacionales de IED por régimen, no dependen de dichas ponderaciones. La Sección 4.4 discute alternativas para superar esta limitación.

Con ese instrumento, el Método A aplica un procedimiento de cuatro etapas:

- **Pruebas de raíz unitaria en panel.** La prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF) se aplica a cada una de las 15 series de IMAE por industria, en nivel y en variación interanual, y a cada una de las siete series agregadas de IED por régimen. Los valores p individuales de cada bloque se combinan mediante el método de Fisher (equivalente a la prueba de raíz unitaria en panel de Maddala y Wu (1999)) bajo la hipótesis nula conjunta de que todas las series del panel contienen una raíz unitaria.

- **Cointegración por pares de Engle-Granger.** Para cada una de las 15 industrias y cada uno de los dos regímenes de interés (zona franca y regular) se prueba la cointegración entre el nivel del IMAE de la industria y una aproximación al acervo acumulado de IED de ese régimen, construida como la suma acumulada del flujo trimestral. Se trata de una simplificación explícita: un acervo verdadero de IED requeriría datos de posición de inversión internacional con revaluación, no disponibles en las fuentes utilizadas aquí (Engle y Granger, 1987).

- **Modelo de corrección de errores (VECM).** Para los pares industria-régimen en los cuales la prueba de Engle-Granger sugiere cointegración ($p < 0.10$), se estima un VECM (Johansen, 1995) con dos rezagos en diferencias, en el cual el coeficiente de ajuste α mide la velocidad con la que la industria corrige cada trimestre una desviación respecto de su relación de equilibrio de largo plazo con el acervo de IED.

- **Proyecciones locales en panel (Jordà, 2005).** La especificación central, adaptada con efectos

fijos de industria y de tiempo, estima, para cada horizonte $h = 0, 1, \ldots, 8$ trimestres:

$$y_{i,t+h} - y_{i,t-1} = \alpha_i + \delta_t + \beta_{h,ZF} \cdot IED_{ZF,i,t-1} + \beta_{h,REG} \cdot IED_{REG,i,t-1} + \varepsilon_{i,t+h} \qquad (2)$$

donde y es la variación interanual del IMAE de la industria (se utiliza la variación, y no el nivel, para evitar el problema de raíz unitaria detectado en la Sección 4.1); los dos regresores de IED son las series instrumentadas de zona franca y de régimen regular descritas arriba, rezagadas un trimestre; α son efectos fijos de industria y δ_t son efectos fijos de tiempo; y los errores estándar se agrupan por industria, con la salvedad de que, con solo 15 conglomerados, esta inferencia debe leerse con cautela (Cameron, Gelbach y Miller (2008); véase la Sección 4.4). El tipo de cambio y la tasa de política monetaria se excluyen deliberadamente como regresores adicionales: al ser series nacionales sin variación a nivel de industria, resultan perfectamente colineales con los efectos fijos de tiempo una vez que estos se incluyen, y quedan absorbidas automáticamente. Cabe señalar que esto no implica una pérdida de información: los efectos fijos de tiempo ya controlan, de manera más general que cualquier lista finita de variables macroeconómicas observables, por cualquier choque común a todas las industrias en un trimestre dado, incluidos —pero no limitados a— el tipo de cambio y la tasa de política.

La trayectoria de coeficientes $\beta_{h,ZF}$ frente a $\beta_{h,REG}$ en función de h es el resultado principal del Método A: mide la magnitud y el perfil dinámico del derrame de cada régimen sobre el crecimiento sectorial, y permite una prueba formal de si ambos regímenes difieren en capacidad de derrame.

3.3 Método B: regresión de panel con rezagos distribuidos a nivel de industria

El Método B adopta un enfoque complementario, de forma más reducida, que evita el problema del instrumento de exposición del Método A, al costo de una pretensión de identificación más débil. En lugar de asignar la IED nacional a las industrias mediante un instrumento de participación-desplazamiento, el Método B regresa el crecimiento interanual del IMAE de cada industria directamente sobre las series nacionales de IED por régimen —las mismas cinco categorías utilizadas en el agregado del Método A (IED total, turismo, zona franca, inmobiliaria y régimen regular)—, cada una incorporada con uno a cuatro rezagos trimestrales, junto con los mismos cuatro controles macroeconómicos utilizados en el Método A. Dado que los regresores de IED no varían entre industrias dentro de un mismo trimestre,

la heterogeneidad sectorial se captura ya sea mediante efectos fijos de industria en una especificación agrupada o, de manera más informativa, estimando una regresión completamente separada para cada industria, lo que permite que todos los coeficientes —y no solo el intercepto— difieran libremente por industria.

El Método B se estima sobre un subconjunto de cinco industrias de la clasificación completa de 15 (agricultura, silvicultura y pesca; manufactura; alojamiento y servicios de comida; comercio; y construcción), seleccionadas por su cobertura completa del IMAE a lo largo de la ventana de estimación una vez aplicados los cuatro rezagos trimestrales. Se reportan dos especificaciones:

- **Panel agrupado con efectos fijos de industria.** Una única regresión por mínimos cuadrados generalizados del crecimiento del IMAE sobre los 20 regresores de IED rezagados (5 categorías $\times$ 4 rezagos), los cuatro controles macroeconómicos y variables dicotómicas de industria (con una industria omitida como categoría de referencia), con errores estándar robustos a heteroscedasticidad (HC3).

- **Regresiones por industria.** El mismo lado derecho, pero estimado por separado dentro de cada una de las cinco industrias, lo que permite que el coeficiente de cualquier categoría y rezago de IED —y no solo el efecto promedio— difiera por sector, al costo de una muestra menor (aproximadamente 81 observaciones trimestrales por industria una vez aplicada la estructura de rezagos).

La limitación clave del Método B, expuesta con claridad, es que no resuelve el problema de identificación que el instrumento de exposición del Método A busca atender: dado que todas las industrias enfrentan cada trimestre las mismas series nacionales de IED, los coeficientes de la especificación agrupada reflejan una asociación promedio entre los flujos agregados de IED y la actividad sectorial, y no un canal causal específico a la exposición efectiva de esa industria a la IED. Las regresiones por industria mitigan parcialmente este problema al permitir que la asociación varíe libremente por sector, pero los coeficientes resultantes siguen siendo correlacionales antes que causales, y sobre ellos no se superpone ninguna estructura de cointegración, VECM o proyecciones locales instrumentadas. El Método B debe leerse, por lo tanto, como un complemento exploratorio y descriptivo del Método A —útil para identificar qué industrias muestran una asociación estadística bruta más fuerte con los flujos nacionales de IED y

para contrastar el signo y la magnitud aproximada del resultado de régimen regular del Método A— y no como una estimación causal independiente.

4 Resultados

4.1 Método A: heterogeneidad de regímenes

El procedimiento se ejecutó de principio a fin sin errores sobre el panel completo de 1.590 observaciones (15 industrias $\times$ 106 trimestres). Los resultados se reportan en el orden en el que el procedimiento los genera.

Raíces unitarias

En nivel, el IMAE por industria no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en ninguna de las 15 industrias consideradas individualmente ($p > 0.09$ en todos los casos), y la prueba combinada de panel de Fisher/Maddala-Wu tampoco la rechaza (estadístico = 15.33; $p = 0.988$). En variación interanual, en cambio, 12 de las 15 industrias rechazan individualmente la raíz unitaria al 10 por ciento o mejor, y la prueba combinada de panel rechaza la nula de manera contundente (estadístico = 155.36; $p < 0.0001$). Esta es la razón por la cual la especificación de proyecciones locales (Sección 3.2) se construye sobre el crecimiento del IMAE y no sobre su nivel: estimar en niveles con series no estacionarias habría producido una regresión espuria. Entre las series agregadas de IED por régimen los resultados son mixtos: la IED de turismo, sistema financiero y perfeccionamiento activo rechaza la raíz unitaria ($p < 0.05$), mientras que la IED total, de régimen regular, de zona franca e inmobiliaria no lo hace —lo cual es en sí mismo informativo, pues sugiere que cada régimen sigue una dinámica de series de tiempo distinta, coherente con la decisión de modelarlos por separado y no como un agregado.

Cointegración por pares

De los 30 pares evaluados (15 industrias $\times$ 2 regímenes), solo dos muestran evidencia de cointegración al 10 por ciento: información y comunicaciones con IED de régimen regular, y otras actividades con IED de régimen regular. Ningún par de zona franca resulta significativo al 10 por ciento; el más cercano es minas y canteras ($p = 0.195$), muy por encima del umbral convencional.

Tabla 1: Resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger

Industria	Régimen	Estadístico de Engle-Granger	Valor p
Información y comunicaciones	Regular	-3.841	0.012
Otras actividades	Regular	-3.727	0.017

Fuente: cálculos propios, prueba de Engle-Granger sobre el panel industria × trimestre

Que el régimen regular cointegre con más industrias que el régimen de zona franca —aun con solo dos pares significativos en total— constituye una primera señal, débil pero direccionalmente coherente, a favor de la hipótesis de enclave: si la IED de zona franca no logra sostener una relación de equilibrio de largo plazo con la actividad de casi ninguna industria fuera de la manufactura exportadora, ello es congruente con un patrón de inversión escasamente vinculado al resto de la economía.

Modelo de corrección de errores

Para los dos pares cointegrados, el VECM estima una velocidad de ajuste (α) hacia el equilibrio de largo plazo de 0.042 para información y comunicaciones y de 0.003 para otras actividades. En ambos casos la velocidad de ajuste es baja —se corrige entre 0.3 y 4.2 por ciento de la desviación respecto del equilibrio por trimestre—, lo que indica una relación de largo plazo débil incluso allí donde resulta estadísticamente detectable, y advierte contra sobreinterpretar estos dos resultados aislados como un patrón general robusto del régimen regular.

Proyecciones locales en panel

Este es el resultado principal del Método A, cuya interpretación es exploratoria por depender de ponderaciones de exposición ilustrativas (Sección 3). La Tabla 2 reporta los coeficientes estimados β_h para cada régimen en los horizontes h = 0 a 8 trimestres.

Tabla 2: Coeficientes e intervalos de error estándar por horizonte

h (trimestres)	β ZF	E.E. ZF	β Regular	E.E. Regular
0	0.0005	0.0013	0.0016	0.0006
1	-0.0008	0.0027	0.0095	0.0023
2	-0.0012	0.0037	0.0058	0.0074
3	0.0019	0.0051	-0.0004	0.0101
4	0.0003	0.0059	-0.0036	0.0117
5	-0.0013	0.0052	-0.0066	0.0108
6	-0.0002	0.0052	-0.0063	0.0093
7	-0.0017	0.0055	-0.0022	0.0087
8	-0.0018	0.0055	-0.0031	0.0092

Fuente: cálculos propios, resultados de las proyecciones locales en panel. Errores estándar agrupados por industria. ZF = zona franca; E.E. = error estándar

En el horizonte contemporáneo (h = 0), el coeficiente de la IED de régimen regular es positivo y estadísticamente significativo ($\beta = 0.0016$; e.e. = 0.0006; p = 0.006): un aumento de una unidad en la IED instrumentada de régimen regular se asocia con un incremento de 0.0016 puntos porcentuales en el crecimiento del IMAE sectorial en ese mismo trimestre. El coeficiente de zona franca en el mismo horizonte es positivo, pero pequeño y no significativo ($\beta = 0.0005$; p = 0.684). En h = 1, el coeficiente de régimen regular es el mayor de toda la serie ($\beta = 0.0095$) y se mantiene significativo; el coeficiente de zona franca es negativo y no significativo.

A partir de aproximadamente h = 3, ambos coeficientes pierden significancia estadística, las bandas de confianza se amplían sustancialmente —reflejando la limitada muestra transversal (15 industrias) y la naturaleza acumulativa del error de las proyecciones locales en horizontes más largos— y el patrón deja de ser interpretable con confianza. El resultado defendible, dada la evidencia actual, se limita por lo tanto a los horizontes cortos (h = 0 y h = 1), en los cuales la IED de régimen regular muestra un efecto positivo y significativo que la IED de zona franca no replica en ningún punto de la ventana evaluada.

4.2 Método B: regresiones de panel con rezagos distribuidos a nivel de industria

La regresión de panel agrupado —405 observaciones trimestre-industria en las cinco industrias, tras aplicar la estructura de cuatro rezagos a las cinco categorías de IED— resulta débil pero significativamente informativa en conjunto ($R^2 = 0.074$), con una prueba F que rechaza la hipótesis nula conjunta de ausencia de poder explicativo (F = 1.559; p = 0.037). La Tabla 3 resume los coeficientes que alcanzan significancia convencional, junto con los estadísticos de ajuste global del modelo; los resultados completos de los 28 regresores están disponibles a solicitud.

Tabla 3: Regresión de panel agrupado: coeficientes seleccionados (variable dependiente: crecimiento del IMAE por industria)

Variable	Coeficiente	Error estándar (HC3)	Z	Valor p
Constante	24.6260	9.754	2.525	0.012
IED total, rezago 1	0.0234	0.011	2.067	0.039
IED de régimen regular, rezago 4	-0.0255	0.013	-1.934	0.053
Tipo de cambio (CRC/USD)	-0.0299	0.018	-1.674	0.094

Fuente: cálculos propios. N = 405; $R^2 = 0.074$; R^2 ajustado = 0.005; F(28,376) = 1.559, p = 0.037. Errores estándar robustos a heterocedasticidad (HC3). Los demás coeficientes de rezagos de IED, los demás controles macroeconómicos y las variables dicotómicas de industria no resultan individualmente significativos al 10 por ciento.

El único regresor de IED individualmente significativo en la especificación agrupada es el primer rezago de la IED total, que entra con el signo positivo esperado. Ninguna otra categoría o rezago de IED —incluido cualquier rezago de la IED de zona franca— es significativo por sí solo en el modelo agrupado, aunque el cuarto rezago de la IED de régimen regular es marginalmente significativo con signo negativo, un resultado que debe leerse con cautela dada la cantidad de regresores evaluados. Los diagnósticos de residuos del modelo agrupado (pruebas de heterocedasticidad, autocorrelación y normalidad análogas a las aplicadas en el Método A) no se calcularon en esta etapa; esto se señala explícitamente como un paso pendiente de la agenda de investigación.

Las regresiones por industria, reportadas en la Tabla 4, muestran que el ajuste débil del modelo agrupado oculta una heterogeneidad sustancial entre industrias: manufactura y agricultura presentan el mejor ajuste global. Al mismo tiempo, alojamiento y servicios de comida y comercio quedan comparativa-

mente peor explicados por los regresores de IED y macroeconómicos incluidos.

Tabla 4: Resultados de regresiones por industria

Industria	R^2	Observaciones	Coeficiente, IED rezago 1
Manufactura	0.460	81	0.0239
Agricultura, silvicultura y pesca	0.426	81	0.0208
Construcción	0.318	81	0.0507
Comercio	0.202	81	0.0038
Alojamiento y servicios de comida	0.179	81	0.0176

Fuente: cálculos propios. Cada fila corresponde a una regresión MCO independiente (errores estándar robustos HC3) del crecimiento del IMAE de esa industria sobre las cinco categorías de IED con cuatro rezagos cada una y los cuatro controles macroeconómicos; N = 81 trimestres por industria.

Dos patrones destacan. Primero, el coeficiente del primer rezago de la IED total es positivo en las cinco industrias, lo que replica el signo encontrado para la IED de régimen regular en las proyecciones locales del Método A y constituye un contraste útil, aunque informal, entre ambos métodos pese a sus distintas estrategias de identificación. Segundo, construcción muestra por mucho la mayor estimación puntual (0.0507) junto con un R^2 comparativamente modesto, lo que sugiere una asociación más ruidosa pero potencialmente mayor en términos económicos, que se beneficiaría de un tratamiento más estructural.

4.3 Lectura conjunta de ambos métodos

Los Métodos A y B no están diseñados para ser anidados ni directamente comparables en sentido estadístico —utilizan muestras distintas (15 frente a 5 industrias), estrategias de identificación distintas (exposición instrumentada frente a agregados nacionales directos) y transformaciones distintas de la variable dependiente—, pero sus resultados apuntan en una dirección ampliamente coherente. Ambos encuentran una asociación positiva de corto plazo entre la IED de base más amplia, no de zona franca, y la actividad económica sectorial; ninguno encuentra una asociación robusta y significativa que provenga específicamente de la IED de zona franca. Dado que el resultado principal del Método A depende de un instrumento de exposición ilustrativo, la confirmación independiente y libre de instrumento que ofrece el Método B del mismo patrón direccional, con una especificación distinta y una muestra distinta (aunque traslapada), constituye una pieza modesta pero real de evidencia corroborante.

4.4 Limitaciones y agenda de investigación

Los resultados anteriores deben leerse a la luz de tres limitaciones. La primera, y la más importante, se refiere a las ponderaciones de exposición sectorial del Método A. Como se indicó en la Sección 3.2, dichas ponderaciones son ilustrativas, pues las restricciones encontradas durante el proceso de investigación no permitieron obtener de fuentes primarias —PROCOMER o CINDE— información observada sobre la distribución sectorial de la IED por régimen. En consecuencia, los coeficientes de la Tabla 2 documentan la aplicación del procedimiento y un patrón preliminar coherente con la hipótesis de enclave exportador, pero no constituyen todavía una estimación validada de la magnitud del derrame por régimen. La corroboración que aporta el Método B, que no depende de esas ponderaciones, mitiga solo parcialmente esta limitación, dado su carácter correlacional.

Una vía particularmente prometedora para superar esta limitación, sugerida durante el proceso de revisión, consiste en aprovechar la MIP del BCCR, que distingue entre las empresas del régimen especial y las del régimen definitivo. A partir de los coeficientes técnicos de cada régimen —es decir, de cuánto compra cada régimen a cada industria doméstica— es posible calcular directamente, y por separado para cada régimen, índices de encadenamiento hacia atrás, como la suma de columna de la inversa de Leontief o el poder de dispersión de Rasmussen-Hirschman, $U_j = \frac{(1/n)\sum_i b_{ij}}{(1/n^2)\sum_i \sum_j b_{ij}}$, donde $b_{i,j}$ son los elementos de la inversa de Leontief y n el número de industrias. Este enfoque permitiría responder a la pregunta del artículo —si el régimen condiciona la capacidad de encadenamiento— de manera directa y contable, y no únicamente correlacional; además, los coeficientes resultantes podrían emplearse para construir ponderaciones de exposición observadas que sustituyan a las ilustrativas del Método A. Ambos enfoques son complementarios: la MIP describe la estructura de compras intermedias de cada régimen en un año de referencia, mientras que el procedimiento propuesto aquí estima el perfil dinámico de la asociación entre los flujos de IED y la actividad sectorial a lo largo de 26 años. La evidencia contable disponible para la MIP de 2012 (Sánchez Gómez, 2021), que muestra diferencias de encadenamiento heterogéneas entre regímenes según la actividad, refuerza el interés de integrar ambos enfoques en la siguiente etapa de esta agenda de investigación.

En segundo lugar, la inferencia del Método A descansa en errores estándar agrupados con solo 15 conglomerados (industrias), un número reducido para el cual dichos errores pueden subestimar la incer-

tidumbre muestral y sobrerrechazar la hipótesis nula (Cameron, Gelbach y Miller, 2008); una extensión natural consiste en recalcular los intervalos de confianza mediante un bootstrap salvaje por conglomerados (wild cluster bootstrap). En tercer lugar, como se señaló en la Sección 4.2, los diagnósticos de residuos del modelo agrupado del Método B permanecen pendientes. Ninguna de estas limitaciones invalida el procedimiento propuesto, pero todas ellas justifican interpretar los resultados como exploratorios y no como evidencia confirmada.

5 Implicaciones

Las implicaciones que se discuten en esta sección deben leerse a la luz del carácter exploratorio de los resultados (Secciones 3.2 y 4.4). Se formulan, por lo tanto, como hipótesis de política coherentes con la evidencia preliminar y con la literatura revisada, y no como recomendaciones derivadas de una estimación validada con datos observados de exposición sectorial.

Los hallazgos de este artículo tienen implicaciones directas para el modelo de atracción de IED de larga data de Costa Rica y para el debate más amplio sobre si los regímenes de zona franca pueden servir como motores de transformación estructural o corren el riesgo de convertirse en enclaves permanentes. Si bien el régimen de zona franca ha generado ganancias macroeconómicas claras —exportaciones, empleo formal y contribución al PIB—, la evidencia presentada aquí sugiere que su capacidad de derrame hacia el resto de la economía permanece limitada en relación con la IED de régimen regular, al menos en el corto y mediano plazo. Este patrón es congruente con la hipótesis de enclave exportador y con diagnósticos previos sobre los eslabones faltantes entre la IED de alta tecnología y el escalamiento tecnológico doméstico en Costa Rica (Paus y Gallagher, 2007; Cordero y Paus, 2009). También coincide con evidencia reciente entre países que muestra que los derrames de las ZEE son más débiles bajo requisitos estrictos de exportación y en ausencia de políticas complementarias de encadenamiento (Frick y Rodríguez-Pose, 2023; Alsharif y Brenner, 2026).

Estos resultados no implican que Costa Rica deba desmantelar ni restringir drásticamente el régimen de zona franca. El régimen sigue generando beneficios directos sustanciales y posiciona favorablemente al país en las cadenas globales de valor, particularmente en dispositivos médicos y manufactura avanzada —sectores que han demostrado resiliencia y que se benefician de las tendencias de relocalización

cercana. Sin embargo, la asimetría en los perfiles de derrame implica que la atracción de inversión y la promoción de encadenamientos productivos deben tratarse como instrumentos de política complementarios y no sustituibles entre sí. Apoyarse principalmente en incentivos fiscales y en la simplificación regulatoria dentro de las zonas francas, sin esfuerzos paralelos por construir capacidades domésticas de proveeduría, arriesga consolidar una economía dual en la cual las empresas de enclave operan con encadenamientos hacia atrás limitados.

Moran (2015) y análisis posteriores del Banco Mundial enfatizan que la IED de calidad genera derrames de productividad principalmente a través de encadenamientos hacia atrás, cuando las empresas del país receptor poseen suficiente capacidad de absorción. Los programas de desarrollo de proveedores (PDP) han surgido como uno de los instrumentos más efectivos en este ámbito. La experiencia internacional —desde el Local Industry Upgrading Program de Singapur hasta iniciativas más recientes en el Sudeste Asiático y América Latina— muestra que el apoyo focalizado a las pymes locales (asistencia técnica, certificación de calidad, vinculación con filiales extranjeras y financiamiento parcial de inversiones de escalamiento) puede incrementar de manera relevante la proporción de insumos adquiridos localmente (véase también OCDE (2026), sobre encadenamientos entre IED y pymes). Costa Rica ya cuenta con infraestructura institucional a través de PROCOMER y CINDE que podría expandirse hacia un marco de PDP más sistemático.

Una segunda implicación se refiere al diseño de los incentivos. Los resultados del artículo sugieren que la IED de régimen regular, que enfrenta menores requisitos de exportación y opera con mayor orientación al mercado interno, genera asociaciones de corto plazo más fuertes con la actividad sectorial. Esto no significa abandonar los incentivos fiscales o aduaneros para las zonas francas, sino calibrarlos de manera más explícita hacia actividades con alto potencial de encadenamiento (por ejemplo, I+D, capacitación de proveedores o contenido local en insumos no centrales). Trabajos recientes sobre ZEE en países en desarrollo indican que los incentivos fiscales por sí solos explican relativamente poco de las decisiones de localización de los inversionistas o de los resultados en materia de derrames; los factores contextuales y las instituciones de apoyo a los encadenamientos pesan más (Frick y Rodríguez-Pose, 2023).

Tercero, los hallazgos subrayan el valor de un enfoque de nueva política industrial que trate a la IED

como un insumo dentro de una transformación estructural más amplia, y no como un fin en sí misma. A medida que las cadenas globales de valor se reconfiguran y la relocalización cercana se acelera, Costa Rica tiene una ventana de oportunidad para transitar del ensamblaje y el procesamiento hacia actividades de mayor valor. Materializar ese potencial exigirá una acción coordinada entre la promoción de inversiones, el desarrollo de habilidades, la transferencia tecnológica y el escalamiento de las pymes —precisamente las áreas en las que la política actual, centrada en zonas francas, ha sido relativamente liviana. Sin esa coordinación, el desempeño macroeconómico notable del régimen de zona franca puede seguir coexistiendo con una difusión limitada de las ganancias de productividad hacia la economía doméstica. Esta preocupación se hace eco de evidencia más amplia sobre transformación estructural en economías emergentes y en desarrollo: al examinar 48 países africanos a lo largo de cinco décadas, Haile, MK y Mulugeta (2025) encuentran que la convergencia en la composición sectorial del valor agregado dista de ser automática, y que las disparidades se amplían precisamente entre las economías más dependientes de una base productiva estrecha —un patrón que subraya la importancia de una política activa y orientada a los encadenamientos, más que la confianza en los flujos de IED por sí solos para impulsar el cambio estructural.

La dimensión externa refuerza esta conclusión. La evidencia de que una parte sustancial de la incertidumbre que enfrentan las economías centroamericanas se origina fuera de la región (McLean Ponce, 2026) y de que la coyuntura internacional afecta principalmente la cola inferior de la distribución del crecimiento costarricense (Ching Vindas y Segura-Rodríguez, 2026) sugiere que una estructura productiva articulada en torno a un enclave exportador poco encadenado transmite los choques externos al empleo y a la actividad doméstica sin distribuir de manera equivalente los beneficios en los períodos favorables. Profundizar los encadenamientos no es únicamente una agenda de productividad, sino también, en este sentido, una agenda de resiliencia macroeconómica.

Por último, los resultados advierten contra supuestos excesivamente optimistas sobre derrames automáticos. Incluso allí donde los encadenamientos se forman, según documentan estudios recientes de transacciones entre empresas (Alfaro-Ureña, Manelici y Vasquez, 2022), su profundidad e intensidad tecnológica siguen siendo heterogéneas. La política pública debería, por lo tanto, priorizar no solo la cantidad de IED, sino su calidad y su grado de arraigo —dimensiones que la distinción por régimen analizada aquí ayuda a iluminar.

En suma, la estrategia de IED de Costa Rica ha sido notablemente exitosa en sus propios términos. La siguiente fase del desarrollo productivo probablemente requerirá desplazar el énfasis desde la atracción por sí sola hacia una profundización deliberada de los encadenamientos. Los patrones empíricos documentados en este artículo ofrecen indicios preliminares —y una plantilla metodológica— para evaluar si los ajustes futuros de política logran cerrar la brecha entre el desempeño del enclave y los derrames hacia el conjunto de la economía.

6 Conclusión

Este artículo ha examinado si el régimen bajo el cual ingresa la inversión extranjera directa a Costa Rica —zona franca frente a régimen regular— condiciona su capacidad de generar derrames hacia el resto de la economía, mediante dos estrategias empíricas complementarias aplicadas a una base de datos trimestral compartida de 26 años.

El procedimiento de cointegración, VECM y proyecciones locales en panel del Método A se ejecutó exitosamente de principio a fin y produjo resultados internamente coherentes: la IED de régimen regular muestra una asociación positiva y significativa de corto plazo con la actividad económica sectorial que la IED de zona franca no replica en ningún horizonte evaluado, y este patrón se corrobora de manera independiente mediante la prueba de cointegración. La conclusión metodológicamente honesta, sin embargo, es que este resultado sustantivo permanece condicionado a un paso pendiente pero decisivo: sustituir el instrumento ilustrativo de exposición sectorial por una matriz construida a partir de datos observados de PROCOMER o CINDE. Esa información no pudo obtenerse debido a las restricciones encontradas durante el proceso de investigación, por lo que el aporte del artículo debe entenderse como exploratorio y metodológico: el procedimiento queda documentado y es directamente replicable, de modo que, una vez disponibles ponderaciones observadas —o coeficientes técnicos por régimen derivados de la MIP del BCCR—, podrá producir una estimación validada sin modificaciones sustantivas adicionales.

Las regresiones de panel con rezagos distribuidos a nivel de industria del Método B, libres del problema del instrumento de exposición del Método A pero también de su estrategia de identificación estructural, ofrecen un contraste complementario sin instrumento: el modelo agrupado es débil pero significati-

vamente informativo, el primer rezago de la IED total es positivo y significativo, y las regresiones por industria revelan que manufactura y agricultura quedan considerablemente mejor explicadas por la IED y los controles macroeconómicos que comercio o alojamiento y servicios de comida. De manera crucial, ninguna regresión a nivel de industria del Método B encuentra una asociación significativa y robusta específica a la IED de zona franca —un eco independiente y direccionalmente coherente del hallazgo central del Método A.

Leídos frente a la literatura costarricense existente —desde el diagnóstico de Paus y Gallagher (2007) sobre los eslabones faltantes entre la IED de alta tecnología y el escalamiento tecnológico doméstico, pasando por la propia evidencia del BCCR a nivel de transacciones sobre encadenamientos heterogéneos pero reales, hasta la evidencia a nivel de empresa de Alfaro-Ureña, Manelici y Vasquez (2022) de que los encadenamientos, una vez formados, generan ganancias de productividad sustanciales y persistentes—, los resultados preliminares de este artículo constituyen una adición plausible, aunque todavía provisional: sugieren que la capacidad de derrame existente se asocia de manera más sistemática con la IED de régimen regular que con la IED de zona franca, sin que aún sea posible enunciar esa conclusión como evidencia confirmada. Dada la participación dominante y creciente del régimen de zona franca en los flujos totales de IED hacia Costa Rica, incluso un perfil de derrame moderadamente más débil respecto del régimen regular acarrea implicaciones relevantes para la estrategia de desarrollo productivo —no como argumento en contra del régimen de zona franca, que continúa aportando beneficios macroeconómicos sustanciales en empleo, exportaciones y salarios formales, sino como fundamento para tratar la atracción de inversión y la promoción de encadenamientos productivos como instrumentos de política complementarios, y no como sustitutos entre sí.

Referencias

Alfaro-Ureña, Alonso, Isabela Manelici y Jose P Vasquez (2022). «The Effects of Joining Multinational Supply Chains: New Evidence from Firm-to-Firm Linkages». En: *The Quarterly Journal of Economics* 137(3), págs. 1495-1552. ISSN: 1531-4650. DOI: 10.1093/qje/qjac006. URL: http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjac006.

Alsharif, Abdulhak Anwer y Thomas Brenner (2026). «Special economic zones and innovation in developing and emerging economies: A cross-country analysis». En: *Journal of Evolutionary Economics* 36(1). ISSN: 1432-1386. DOI: 10.1007/s00191-026-00949-6. URL: http://dx.doi.org/10.1007/s00191-026-00949-6.

Autor, David H, David Dorn y Gordon H Hanson (2013). «The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States». En: *American Economic Review* 103(6), págs. 2121-2168. ISSN: 0002-8282. DOI: 10.1257/aer.103.6.2121. URL: http://dx.doi.org/10.1257/aer.103.6.2121.

Bartik, Timothy J. (1991). *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* W.E. Upjohn Institute. ISBN: 9780880991131. URL: http://www.jstor.org/stable/j.ctvh4zh1q.

Cameron, A. Colin, Jonah B. Gelbach y Douglas L. Miller (2008). «Bootstrap-Based Improvements for Inference with Clustered Errors». En: *The Review of Economics and Statistics* 90(3), págs. 414-427. ISSN: 00346535, 15309142. URL: http://www.jstor.org/stable/40043157.

Ching Vindas, David y Carlos Segura-Rodríguez (2026). «El crecimiento en riesgo en Costa Rica: una perspectiva desde una economía pequeña y abierta». En: *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana*. URL: https://www.secmca.org/recard/index.php/recard/article/view/260.

Cordero, José y Eva Paus (2009). «Foreign Investment and Economic Development in Costa Rica: The Unrealized Potential». En: *Rethinking Foreign Investment for Sustainable Development: Lessons from Latin America*. Ed. por Kevin Gallagher y Daniel Chudnovsky. Anthem Press, págs. 97-124.

Demena, Binyam A. y Peter A. G. van Bergeijk (2016). «A meta-analysis of FDI and productivity spillovers in developing countries». En: *Journal of Economic Surveys* 31(2), págs. 546-571. ISSN: 1467-6419. DOI: 10.1111/joes.12146. URL: http://dx.doi.org/10.1111/joes.12146.

Engle, Robert F. y C. W. J. Granger (1987). «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing». En: *Econometrica* 55(2), pág. 251. ISSN: 0012-9682. DOI: 10.2307/1913236. URL: http://dx.doi.org/10.2307/1913236.

Frick, Susanne A. y Andrés Rodríguez-Pose (2023). «What draws investment to special economic zones? Lessons from developing countries». En: *Regional Studies* 57(11), págs. 2136-2147. ISSN: 1360-0591. DOI: 10.1080/00343404.2023.2185218. URL: http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2023.2185218.

Haile, Minyahil Alemu, Jayamohan MK y Wondaferahu Mulugeta (2025). «Structural Dependencies and Economic Convergence in Africa: Analysis of Income Per Capita and Value-added Sectoral Contributions». En: *Global Journal of Emerging Market Economies* 18(2), págs. 249-274. ISSN: 0975-2730. DOI: 10.1177/09749101251366049. URL: http://dx.doi.org/10.1177/09749101251366049.

Hassani, Husaindad y B.P. Sarath Chandran (2026). «Export Granularity and How It Shapes Comparative Advantage and Trade Balance in Indian Manufacturing». En: *Global Journal of Emerging Market Economies* 18(3), págs. 421-441. ISSN: 0975-2730. DOI: 10.1177/09749101261424323. URL: http://dx.doi.org/10.1177/09749101261424323.

Huertas-Morales, Grace, Kerry Loaiza-Marín y Laura Ortiz-Coto (2021). «Análisis del encadenamiento productivo de las empresas multinacionales atraídas por CINDE a Costa Rica». En: URL: https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/items/57c3e305-dd61-4d07-b098-8b38cbd6ef7e.

International Monetary Fund (2009). *Balance of Payments manual*. International Monetary Fund. ISBN: 978-1-46235-161-9. URL: https://www.imf.org/-/media/websites/imf/imported-publications-loe-pdfs/external/spanish/pubs/ft/bop/2007/bopman6s.pdf.

Johansen, Søren (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University PressOxford. ISBN: 9780191596476. DOI: 10.1093/0198774508.001.0001. URL: http://dx.doi.org/10.1093/0198774508.001.0001.

Jordà, Òscar (2005). «Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections». En: *American Economic Review* 95(1), págs. 161-182. ISSN: 0002-8282. DOI: 10.1257/0002828053828518. URL: http://dx.doi.org/10.1257/0002828053828518.

Kokko, Ari (1996). «Productivity spillovers from competition between local firms and foreign affiliates». En: *Journal of International Development* 8(4), págs. 517-530. ISSN: 1099-1328. DOI: 10.1002/

(sici)1099-1328(199607)8:4<517::aid-jid298>3.0.co;2-p. URL: http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1099-1328(199607)8:4%3C517::AID-JID298%3E3.0.CO;2-P.

Maddala, G. S. y Shaowen Wu (1999). «A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test». En: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(S1), págs. 631-652. ISSN: 1468-0084. DOI: 10.1111/1468-0084.0610s1631. URL: http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631.

McLean Ponce, Roberto (2026). «Spillovers de la incertidumbre de política económica de Estados Unidos y China sobre las economías centroamericanas a través de un enfoque BGVAR (Vector Autorregresivo Global Bayesiano)». En: *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana*. URL: https://www.secmca.org/recard/index.php/recard/article/view/266.

Monge-González, Ricardo y Luis Rivera (jul. de 2022). *Cadenas Globales de Valor, Encadenamientos Productivos y Derrames de Productividad en Costa Rica*. ISBN: 9789977211312.

Moran, Theodore (2015). *The Role of Industrial Policy as a Development Tool: New Evidence from the Globalization of Trade-and-Investment*. Policy Paper. Center for Global Development. URL: https://www.cgdev.org/publication/role-industrial-policy-development-tool-new-evidence-globalization-trade-and-investment.

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (2026). OECD Publishing. ISBN: 9789264733374. DOI: 10.1787/9848e952-en. URL: http://dx.doi.org/10.1787/9848e952-en.

Paus, Eva A. y Kevin P. Gallagher (2007). «Missing Links: Foreign Investment and Industrial Development in Costa Rica and Mexico». En: *Studies in Comparative International Development* 43(1), págs. 53-80. ISSN: 1936-6167. DOI: 10.1007/s12116-007-9016-2. URL: http://dx.doi.org/10.1007/s12116-007-9016-2.

Sánchez Gómez, Manuel Esteban (2021). «Identificación de industrias con potencial generador de empleo mediante el cálculo de encadenamientos productivos y elasticidades empleo – producto». En: *Economía y Sociedad* 26(59), págs. 1-44. ISSN: 1409-1070. DOI: 10.15359/eys.26-59.1. URL: http://dx.doi.org/10.15359/eys.26-59.1.

Sjöholm, Fredrik (1999). «Technology gap, competition and spillovers from direct foreign investment: Evidence from establishment data». En: *Journal of Development Studies* 36(1), págs. 53-73. ISSN: 1743-9140. DOI: 10.1080/00220389908422611. URL: http://dx.doi.org/10.1080/00220389908422611.

Anexos

7 Anexos: Descripción de datos y fuentes

Este anexo describe la base de datos trimestral que sustenta los análisis de heterogeneidad de regímenes de IED y de panel a nivel de industria. La base cubre 106 trimestres, 2000T1–2026T2, en formato ancho (una fila por trimestre, una columna por variable), y se construyó agregando a frecuencia trimestral una base mensual más amplia elaborada en una etapa previa de este programa de investigación, que a su vez consolida series publicadas por el Banco Central de Costa Rica (BCCR) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). La ventana 2000–2026 está determinada por la disponibilidad de la IED por régimen, el regresor de interés, que el BCCR no reporta antes de 2000.

Tabla A1: Grupos de variables, unidades, fuentes y regla de agregación trimestral

Grupo de variables	Unidad	Fuente	Regla de agregación trimestral
Fecha de cierre de trimestre	Fecha	—	Fecha de fin de trimestre (31 mar / 30 jun / 30 set / 31 dic).
IED por régimen: total, empresas de régimen regular, turismo, sistema financiero, zona franca, perfeccionamiento activo e inmobiliaria	Millones de US$	BCCR, Balanza de pagos – IED por régimen	Suma de los 3 meses del trimestre. Verificada de manera que reproduce exactamente la cifra trimestral original de la fuente.
IMAE, nivel – agregado y 15 industrias (véase la Tabla A2)	Índice (año base según metodología del BCCR)	BCCR, IMAE	Promedio simple de los 3 meses del trimestre, tratando el índice como una medida de actividad productiva.
IMAE, variación interanual – agregado y 15 industrias	Porcentaje (%)	BCCR, IMAE	Promedio simple de los 3 meses del trimestre.
Tipo de cambio (venta); tasa de política monetaria; reservas internacionales netas; IPC, nivel (dic. 2020 = 100)	□/US$; %; millones de US$; índice	BCCR (tipo de cambio, tasa de política, reservas); INEC/BCCR (IPC)	Valor del último mes del trimestre (convención de fin de período para variables de stock o de precio).
IPC, variación interanual	Porcentaje (%)	INEC / BCCR	Promedio simple de los 3 meses del trimestre.

Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco Central de Costa Rica.

Tabla A2: Diccionario de industrias del IMAE (nombres canónicos utilizados en el panel largo)

N.º	Industria (nombre canónico)
1	Agricultura, silvicultura y pesca
2	Minas y canteras
3	Manufactura
4	Electricidad, agua y servicios de saneamiento
5	Construcción
6	Comercio (mayorista y minorista, reparación de vehículos)
7	Transporte y almacenamiento
8	Alojamiento y servicios de comida
9	Información y comunicaciones
10	Actividades financieras y de seguros
11	Actividades inmobiliarias
12	Actividades profesionales, científicas, técnicas y de apoyo administrativo
13	Administración pública y seguridad social
14	Educación y actividades de salud humana
15	Otras actividades

Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco Central de Costa Rica. Cada industria tiene una columna de nivel y una columna de variación interanual, según se indica en la Tabla A1.