

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA
SISTEMA DE ESTUDIOS DE POSGRADO

ANÁLISIS DE DURACIÓN DE LOS FLUJOS DE BIENES EXPORTADOS EN COSTA
RICA EN EL PERIODO 1998-2016

ESTUDIO DE LA RELACIÓN ENTRE LA APERTURA COMERCIAL Y LOS
SALARIOS EN COSTA RICA: USO DE ESTIMACIONES COMO VARIABLE
DEPENDIENTE EN MODELOS DE REGRESIÓN LINEAL EN DOS ETAPAS

Trabajo final de investigación aplicada sometido a la consideración de la Comisión del
Programa de Estudios de Posgrado en Estadística para optar al grado y título de Maestría
Profesional en Estadística

MARÍA CATALINA SANDOVAL ALVARADO

Ciudad Universitaria Rodrigo Facio, Costa Rica

2019

DEDICATORIA

A mis padres, por su apoyo incondicional.

A mi hermana y a mi novio, por acompañarme en este proceso.

AGRADECIMIENTOS

Al profesor tutor, por sus consejos y observaciones en el área estadística que permitieron robustecer este trabajo y por su guía en todo el proceso.

A los profesores lectores, por el tiempo dedicado para mejorar este trabajo con sus valiosas observaciones y recomendaciones.

A Juan, por su escucha, su crítica y su consejo.

A las personas del COMEX, el BCCR y la Escuela de Estadística de la UCR quienes, con sus comentarios, aclaraciones, facilitación de datos o información, permitieron que los trabajos incluidos en este documento fueran llevados a cabo.

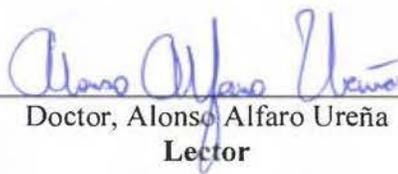
“Este trabajo final de investigación aplicada I fue aceptado por la Comisión del Programa de Estudios de Posgrado en Estadística de la Universidad de Costa Rica como requisito parcial para optar al grado y título de Maestría Profesional en Estadística.”



Doctor, Gilbert Brenes Camacho
Profesor Guía



Doctor, Arodys Robles Soto
Lector



Doctor, Alonso Alfaro Ureña
Lector



María Catalina Sandoval Alvarado
Sustentante

“Este trabajo final de investigación aplicada II fue aceptado por la Comisión del Programa de Estudios de Posgrado en Estadística de la Universidad de Costa Rica como requisito parcial para optar al grado y título de Maestría Profesional en Estadística.”



Doctor, Gilbert Brenes Camacho
Profesor Guía



M.Sc. Johnny Madrigal Pana
Lector



Doctor, Alonso Alfaro Ureña
Lector



María Catalina Sandoval Alvarado
Sustentante

TABLA DE CONTENIDO	
PORTADA	i
DEDICATORIA	ii
AGRADECIMIENTOS	ii
HOJA DE APROBACIÓN	iii
HOJA DE APROBACIÓN	iv
TABLA DE CONTENIDO	v
RESUMEN (PRÁCTICA PROFESIONAL I)	viii
RESUMEN (PRÁCTICA PROFESIONAL II)	ix
LISTA DE CUADROS	x
LISTA DE GRÁFICOS	xi
LISTA DE FIGURAS	xii
LISTA DE ABREVIATURAS	xiii
PRÁCTICA PROFESIONAL I	1
I. Introducción	1
II. Revisión de literatura	3
III. Datos y métodos	6
3.1 <i>Datos</i>	6
3.2 <i>Métodos</i>	10
3.2.1 <i>Técnicas no paramétricas: estimador Kaplan-Meier y curvas de hazard</i>	11
3.2.2 <i>Técnica semi-paramétrica: regresión de riesgos proporcionales de Cox</i>	13
3.2.3 <i>Técnicas paramétricas: análisis de supervivencia en tiempo discreto</i>	15
IV. Resultados	18
4.1 <i>Resultados de las técnicas no paramétricas</i>	19
4.2 <i>Resultados de las técnicas paramétricas y semi-paramétricas</i>	22
4.2.1 <i>Resultados generales</i>	22
4.2.2 <i>Resultados por tipo de régimen aduanero</i>	25
4.2.3 <i>Resultados por TLC</i>	26
V. Conclusiones	29
PRÁCTICA PROFESIONAL II	33
I. Introducción	33

II.	Apertura del comercio en Costa Rica	35
III.	Revisión de literatura	36
IV.	Metodología y datos	41
4.1	Metodología	41
4.1.1	<i>Ecuación de salarios</i>	42
4.1.2	<i>Ecuación de diferenciales salariales</i>	45
4.2	Datos	46
4.2.1	<i>Datos de Encuesta de Hogares</i>	46
4.2.2	<i>Medidas de apertura comercial</i>	48
4.2.3	<i>Variables de control</i>	50
V.	Resultados	50
5.1	Primera etapa: estimación de las primas salariales	50
5.1.1	<i>Estadísticas descriptivas de la población ocupada</i>	50
5.1.2	<i>Estimación de las primas salariales</i>	51
5.2	Segunda etapa: relación entre las primas salariales y la apertura comercial.....	55
5.2.1	<i>La apertura comercial: aranceles y presencia extranjera</i>	55
5.2.2	<i>Relación entre las primas salariales y la apertura comercial</i>	57
5.2.2.1	<i>Análisis de sensibilidad</i>	61
5.3	Discusión de los resultados	65
VI.	Conclusiones	67
VII.	REFERENCIAS	69
VIII.	ANEXOS	76
	Anexo 1. Número de empresas exportadoras, productos, destinos y valor exportado, por año, 1999-2016	76
	Anexo 2. Participación relativa de los socios con TLC en las exportaciones de Costa Rica, 1999-2015.....	77
	Anexo 3. Estadísticas descriptivas de las variables continuas, según régimen de exportación, 1999-2015	78
	Anexo 4. Variables discretas: porcentaje de flujos que cumplen la característica, según régimen de exportación, 1999-2015.....	79
	Anexo 5. Curva de hazard de los flujos exportados según vigencia de un TLC con el socio	79

Anexo 6. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante los modelos logísticos y de Cox, 1999-2016.....	80
Anexo 7.Prueba de riesgos proporcionales para el Modelo de Cox, con y sin reincidencia.....	81
Anexo 8.Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero 1999-2016.....	82
Anexo 9.Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC-CAFTA mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero 1999-2016	83
Anexo 10.Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC-CAFTA mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero 1999-2016.....	84
Anexo 11. Estadísticas descriptivas de la población ocupada, 2001-2008	85
Anexo 12. Estadísticas descriptivas de la población ocupada, 2009-2016	86
Anexo 13. Estimación de las ecuaciones de salarios, 2001-2008	87
Anexo 14. Estimación de las ecuaciones de salarios, 2009-2016	88

RESUMEN (PRÁCTICA PROFESIONAL I)

Este trabajo estudia la duración de las exportaciones de bienes costarricenses y revisa si los Tratados de Libre Comercio (TLC) entre Costa Rica y sus socios comerciales han afectado su sobrevivencia durante el periodo 1999-2016. Para llevar a cabo las estimaciones, se utilizaron datos a nivel de empresa-producto-destino y técnicas no paramétricas y semi-paramétricas aplicadas en el análisis de sobrevivencia. Se encontró que la tasa de duración de las exportaciones es corta, aproximadamente el 30% de los flujos enviados desde Costa Rica sobrevive más del primer año. Luego, se estimó que, en general, los TLC incrementaron la sobrevivencia de las exportaciones en cerca de 8%. Además, se revisó si había diferencias en este resultado por régimen de exportación de la empresa – definitivo y especial (zona franca y perfeccionamiento activo) y por TLC – con Estados Unidos (CAFTA) y la Unión Europea (AACUE). Se encontró que el efecto de los TLC sobre la probabilidad de sobrevivencia de las exportaciones es mayor en el régimen definitivo que en el régimen especial, e incluso, en este último a veces no hay un efecto estadísticamente significativo. Una hipótesis es que la entrada en vigor del TLC no representa una condición sustancialmente más favorable para exportar para las empresas de los regímenes especiales en comparación con los incentivos que reciben del régimen, que también aplican a las exportaciones dirigidas a otros destinos sin TLC.

En el análisis de dos de los principales socios con TLC, se encontró que las exportaciones a Estados Unidos aumentaron la probabilidad de sobrevivencia en al menos 10% a partir del 2009; mientras que en el caso del AACUE, las exportaciones enviadas a la Unión Europea aumentaron la probabilidad de sobrevivencia en cerca del 25% a partir de 2013. La diferencia en la magnitud entre los tratados podría deberse a que los mercados de la UE son mercados menos explorados por los exportadores costarricense en comparación con los Estados Unidos, lo que podría representar un mayor margen para consolidar e incluso iniciar negocios. Estos resultados se observaron en el régimen definitivo, sin embargo, en el régimen especial, las exportaciones no parecen tener un menor riesgo de salida debido a los TLC.

RESUMEN (PRÁCTICA PROFESIONAL II)

Desde mediados de la década de los 80's, Costa Rica siguió un modelo de desarrollo económico en el que la apertura comercial ha sido un pilar fundamental. Este trabajo tiene el objetivo de analizar si las medidas de apertura llevadas a cabo por el país, como la desgravación de aranceles y la atracción de Inversión Extranjera Directa, tuvieron un efecto en los salarios de los trabajadores en los sectores productivos durante los años 2001-2016.

Para ello, se utiliza una metodología en dos etapas aplicada previamente en otros países en desarrollo, que también han llevado procesos de liberalización del comercio en las últimas décadas. La primera etapa consiste en estimar anualmente las primas salariales por industria a partir de una ecuación de los trabajadores mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. En la segunda etapa, las primas salariales son utilizadas como variable dependiente y explicadas por la apertura comercial a nivel de sector mediante el método de Mínimos Cuadrados Ponderados con efectos fijos. Los datos utilizados en el análisis provienen de distintas fuentes de información. Se usaron características demográficas y laborales de los trabajadores provenientes de la ENAHO y EHPM del INEC, aranceles por sector del COMEX, exportaciones de PROCOMER e importaciones, productividad, ventas y un índice de concentración del sector del BCCR.

A partir de las estimaciones en la primera etapa, se observó que algunos sectores han mantenido un salario relativo alto en el periodo, mientras que otros sectores han mantenido su salario relativo bajo entre 2001 y 2016. Por otra parte, hay cambios en el tiempo en la posición relativa del salario de algunos sectores con respecto al promedio nacional, tales como actividades de oficinas administrativas y comercio al por menor. Sin embargo, en la segunda etapa, a través de los distintos modelos estimados no se encontró evidencia de una relación estadísticamente significativa del diferencial salarial entre los sectores con la apertura comercial llevada por el país en los últimos quince años. Este fue un resultado robusto a través de los distintos modelos estimados, con las variadas especificaciones y medidas de apertura comercial utilizadas. Los modelos cumplen con las pruebas de diagnóstico del método de regresión lineal con ajustes para datos de panel.

LISTA DE CUADROS

Cuadro 1. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante los modelos logísticos y de Cox, 1999-2016.....	22
Cuadro 2. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero, 1999-2016.....	26
Cuadro 3. Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC CAFTA-DR mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero, 1999-2016.....	27
Cuadro 4. Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC AACUE mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero, 1999-2016.....	29
Cuadro 5. Estimación de la relación entre las primas salariales y la apertura comercial.....	58
Cuadro 6. Estimación de la relación entre las primas salariales y la apertura comercial, incluye variables de control.....	59
Cuadro 7. Estimación de la relación entre las primas salariales y la apertura comercial (con un rezago).....	60
Cuadro 8. Errores estándar estimados.....	65
Cuadro 9. Estimación de la relación entre aranceles y diferencial salarial: comparación de resultados.....	67

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Arancel promedio simple por sector 2001-2016.....	56
Gráfico 2. Presencia extranjera por sector 2005-2016	56
Gráfico 3. Histograma del diferencial salarial entre sectores, 2001-2016.	57

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Curva de sobrevivencia Kaplan-Meier, a la primera salida y con reincidencia, de los flujos exportados entre 1999-2016.....	20
Figura 2. Curva de hazard, a la primera salida y con reincidencia, de los flujos exportados entre 1999-2016	21
Figura 3. Distribución de la variable dependiente original y transformada	52
Figura 4. Relación entre salario y edad.....	53
Figura 5. Prueba gráfica de residuales parciales vs variables continuas del modelo con arancel s-s	62
Figura 6. Prueba gráfica de residuales parciales vs variables continuas del modelo con presencia extranjera.....	63
Figura 7. Residuales vs valores predichos	64

LISTA DE ABREVIATURAS

AACUE	Acuerdo de Asociación entre Centroamérica y la Unión Europea
AIC	Prueba Informativa del Criterio de Akaike
ATI	Acuerdo sobre Tecnologías de la Información
BCCR	Banco Central de Costa Rica
CAFTA-DR	Dominican Republic and Central America Free Trade Agreement
CARICOM	Comunidad de Estados del Caribe
CIU	Clasificación Internacional Industrial Uniforme
COMEX	Ministerio de Comercio Exterior de Costa Rica
DGA	Dirección General de Aduanas
EHPM	Encuesta de Hogares y Propósitos Múltiples
ENAH	Encuesta Nacional de Hogares
FMI	Fondo Monetario Internacional
FREIT	Forum for Research in Empirical Trade
GATT	General Agreement on Tariffs and Trade
HO	Heckscher-Ohlin
HS	Harmonized Commodity Description and Coding Systems (Sistema Armonizado)
ICC	Iniciativa de la Cuenca del Caribe
IED	Inversión Extranjera Directa
INEC	Instituto Nacional de Estadística y Censos
IPC	Índice de Precios al Consumidor
ITCERM-PM	Índice del Tipo de Cambio Efectivo Real Multilateral con Ponderadores Móviles
MCCA	Mercado Común Centroamericano
MCO	Mínimos Cuadrados Ordinarios
MCP	Mínimos Cuadrados Ponderados
MIA	Muestreo Irrestringido Aleatorio
NMF	Nación Más Favorecida
OR	Odd Ratio (Razón de probabilidades)
PA	Perfeccionamiento Activo
PIB	Producto Interno Bruto
PROCOMER	Promotora de Comercio Exterior de Costa Rica
SAC	Clasificación Arancelaria Centroamericana
SGP	Sistema Generalizado de Precios
TICA	Tecnología de Información para Control Aduanero
TLC	Tratado de Libre Comercio
UCR	Universidad de Costa Rica
UE	Unión Europea
ZF	Zonas Francas

PRÁCTICA PROFESIONAL I

I. Introducción

Costa Rica siguió un modelo de desarrollo económico orientado hacia afuera a mediados de la década de los 80s, luego de la crisis económica sufrida por el país en 1982. En el periodo previo, 1968-83, el modelo implementado era caracterizado por la sustitución de importaciones y la aplicación de medidas tales como altos aranceles a la importación, impuestos a las exportaciones y sobrevaluación del tipo de cambio, que incentivaron a las empresas a destinar sus mercancías a lo interno del país o como máximo, al Mercado Común Centroamericano (MCCA) constituido por los países de América Central (COMEX, 2012).

A partir de 1985 y hasta la fecha, la estrategia de desarrollo ha sido otra. Con el fin de aumentar la producción nacional y procurar estabilidad económica, el país implementó una serie de reformas en pro de la modernización del Estado y la liberación económica (Lizano, 1999). Se buscó estrechar los vínculos con los mercados externos mediante la promoción de exportaciones y la atracción de Inversión Extranjera Directa (IED). El objetivo principal en materia comercial era aumentar las exportaciones a través de la búsqueda de nuevos mercados.

Varias medidas alineadas con esa idea se pusieron en práctica: desgravaciones unilaterales de aranceles, una primera en 1986, y más tarde otras en el marco de la incorporación al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT) en 1991, y la integración a la OMC en 1995 (COMEX, 2012). Seguido por desgravaciones bilaterales o multilaterales como resultado de los compromisos asumidos por el país al firmar Tratados de Libre Comercio (TLC) con varios socios comerciales. En 2016, Costa Rica sumó un total de 13 socios con TLC vigente, considerando los tratados bilaterales y multilaterales, entre los que se encuentran el MCCA (1963), México (1995), Canadá (2002), Chile (2002), República Dominicana (2002), CARICOM (2005), Panamá (2008), Estados Unidos de América (2009), China (2011), la Unión Europea (2013), Perú (2013),

Singapur (2013), la Asociación Europea de Libre Comercio (2014) y Colombia (2016). En conjunto, en 2016 el comercio con los socios que mantienen tratados vigentes representó el 93,8% de las exportaciones y 82,0% de las importaciones totales del país (COMEX, 2017).

La creación de las Zonas Francas (ZF) también fue un hecho relevante para promover las exportaciones de bienes no tradicionales y el establecimiento de encadenamientos fuertes con los mercados internacionales. Las ZF otorgan exoneraciones fiscales a las empresas (mayoritariamente extranjeras) que allí se establezcan, que realicen inversiones nuevas en el país y cumplan con una serie de requisitos y obligaciones establecidas en la Ley No. 7210¹. En 2016 el número de empresas en Zona Franca sobrepasaba las 300. Además, se estableció con el régimen de perfeccionamiento activo que permitió recibir mercancías en el territorio aduanero nacional con suspensión de toda clase de tributos y bajo rendición de garantía (maquinaria y equipo)² con el fin de reexportar una parte o la totalidad de las mercancías.

Como resultado de las medidas anteriores, las exportaciones de bienes crecieron al pasar de \$1,081 millones en 1984 a más de \$10.000 millones en 2016. La oferta exportable costarricense se diversificó cambiando de una oferta compuesta a inicios de los 80s principalmente por bienes agrícolas (banano, azúcar, café y carne) a una diversificada en 2016 entre bienes (55%) y servicios (45%) (COMEX, 2017). Las exportaciones se componen ahora de productos de alta tecnología, dispositivos médicos, bananos, piñas, café, y servicios tales como turismo y apoyo empresarial. El cambio en la exportación de productos de alta tecnología ha sido considerable; en 1990 éstas representaban un 3,2% de las exportaciones de bienes, mientras que en 2011 representaba 24,2% (Padilla & Alvarado, 2013).

Actualmente, los principales destinos de exportación de bienes de Costa Rica son los Estados Unidos, la Unión Europea y el MCCA. En 2016 se envió a estos países el 40,5%, 20,5% y 17,2%, del valor total exportado, respectivamente (COMEX, 2017); montos que en conjunto significan cerca del 80%. Los programas de preferencias arancelarias puestos en marcha por Estados Unidos en 1984, llamado la Iniciativa de la Cuenca del Caribe

¹ PROCOMER: <http://www.procomer.com/es/inversionista/zonasfrancas#1>

² PROCOMER: <http://www.procomer.com/contenido/perfeccionamiento-activo-3.html>

(ICC), y por la Unión Europea en 2005, llamado Sistema Generalizado de Preferencias (SGP plus)³ fueron factores clave relacionados con el crecimiento de las exportaciones a esos mercados. Mediante esos esquemas se otorgó a Costa Rica, en conjunto con otros países, el beneficio de exportar un grupo seleccionado de bienes con aranceles preferenciales o sin impuestos (Padilla & Alvarado, 2013). Los sectores asociados a las exportaciones aportan al crecimiento y desarrollo de nuevas tecnologías e innovación, generan empleos mejor pagados y atraen divisas al país (COMEX, 2017).

Cabe preguntarse cuán duraderas son las exportaciones costarricenses y si las medidas de reducción de barreras al comercio han aportado en la duración de estas. El objetivo principal de este trabajo es estudiar la duración de las exportaciones de bienes en el periodo 1999-2016, e identificar su asociación con los Tratados de Libre Comercio según los regímenes aduaneros bajo los que operan las empresas, controlando por otras covariables. Los objetivos específicos son, primer, analizar la duración de las exportaciones de Costa Rica en el periodo 1999-2016, segundo, estimar la relación entre los Tratados de Libre Comercio y el riesgo de dejar de exportar y; tercero, estimar la relación entre los Tratados de Libre Comercio y el riesgo de dejar de exportar según el régimen de exportación (definitivo o especial).

Se aplican modelos de sobrevivencia para tratar de generar evidencia que aporte una posible respuesta a tales cuestiones.

II. Revisión de literatura

La actividad exportadora favorece al crecimiento de la economía y al desarrollo de los países (Feder, 1983; Subasat, 2002; Tyler, 1981). Las ganancias para la economía interna se dan a partir de la especialización del país en aquellas actividades en las que tiene ventaja comparativa con respecto a otros países competidores, de la explotación de economías de escala y de la generación de mejoras tecnológicas en respuesta a la competencia externa (Balassa, 1978b). La evidencia sugiere que participar en el mercado internacional conlleva

³<https://comerciouna.wikispaces.com/file/view/Union+Europea+y+el+Sistema+Generalizado+de+Preferencial+SPG.pdf>

a aumentos en la productividad de las empresas exportadoras (Baldwin & Gu, 2004; Bernard & Jensen, 1999; De Loecker, 2007; Girma, Greenaway, & Kneller, 2004; Mishra, 2011).

Es por lo que, los gobiernos han tratado de impulsar esta actividad mediante el diseño de políticas públicas orientadas a la exportación. En esta línea, por ejemplo, se encuentran las medidas que afectan directamente al exportador: subsidios, desgravación de impuestos y aranceles, esquemas de retención de tipo de cambio, créditos con tasas preferenciales, servicios de información e investigación de mercados (Balassa, 1978a), y los Tratados de Libre Comercio (TLC), que son acuerdos que tienen el potencial de abaratar los costos de la exportación mediante la reducción bilateral (o multilateral) de barreras arancelarias y no arancelarias (Hayakawa & Kimura, 2014).

Sin embargo, no sólo las políticas directamente orientadas a promover la actividad juegan un papel importante, también el contexto macro (económico, político y sociocultural) nacional e internacional (Leonidou, Katsikeas, & Coudounaris, 2010). Estos elementos pueden ser relevantes en cuanto se relacionen con factores que afecten la oferta nacional y la demanda externa, tales como los precios relativos, expresados por el tipo de cambio de la moneda (Eichengreen, 2007), la situación financiera mundial (Amiti & Weinstein, 2011), y la estabilidad política (Leonidou et al., 2010).

En primera instancia, las empresas son los agentes económicos que toman la decisión de exportar o no, considerando los factores antes mencionados y sus características (Bernard & Jensen, 2004), por ejemplo, la productividad (Bernard & Wagner, 2001; Melitz, 2003), el tamaño (Bernard & Wagner, 2001; Calof, 1994), los costos de entrada (Bernard & Wagner, 2001; Rauch & Watson, 2003) e incluso las externalidades, tales como la presencia de exportadores vecinos (Bernard & Jensen, 2004).

Algunas empresas entran en la actividad exportadora, fracasan y discontinúan la exportación, por lo que participar un año específico no genera información adecuada sobre el éxito de la decisión. Un indicador más relevante podría ser cuánto duran estas empresas exportando.

Teóricamente, la duración de los flujos de comercio no tiene un modelo específico de análisis. En su lugar, existen diferentes enfoques de comercio que podrían sugerir qué

factores la afectan (Rahu, 2015). Por ejemplo, (Rauch & Watson, 2003), proponen un modelo de costos de búsqueda de socios, en el que participan vendedores y compradores. El modelo plantea que las relaciones que inician con grandes transacciones serán más duraderas, y que disminuciones en los costos de búsqueda y aumentos en la credibilidad del socio incrementan la probabilidad de iniciar con una gran transacción y con relaciones de mayor duración. En este modelo, las transacciones grandes se darán con los vendedores de costos bajos. Además, la inversión que se realiza en capacitar al socio y la facilidad para cambiarlo por otro, juegan un papel importante (Besedeš, 2008).

También, (Rahu, 2015) sugiere que a partir de otros estudios se podrían considerar diferentes elementos que afectan el tiempo que se extienden las relaciones comerciales. El conocimiento sobre los costos de exportación a un destino puede influir positivamente en la duración; ya que, por ejemplo, si la información es fácil de obtener, habría una mayor presencia de exportadores o de productos en ese lugar (Brenton, Saborowski, & von Uexkull, 2010). La difusión de la tecnología y el ciclo de vida del producto también podrían justificar cambios en los patrones de exportación (Grossman & Helpman, 1994), así como las características de la empresa relacionadas con el inicio de la exportación podrían influir en la duración (Melitz, 2003).

La literatura empírica que analiza la duración de los flujos comerciales ha venido en crecimiento. En general, los estudios indican que la mayoría de relaciones no dura más de dos años (Besedeš & Prusa, 2006b; Majune, 2015; Nicita, Shirotori, & Tumurchudur, 2013), y algunas cuantas se extienden por más de 10 años, pero la magnitud de las transacciones es destacablemente grande (Besedeš & Prusa, 2006b). Otros hallazgos respaldan la hipótesis de que los hazards de sobrevivir al inicio de la relación son más bajos que al final, y que, cuanto más larga la relación, el riesgo de fallo será aún menor (Besedeš, 2008; Besedeš & Prusa, 2006b; Inui, Ito, & Miyakawa, 2017). Estos resultados son consistentes con la idea de que, tener experiencia previa en los mercados internacionales puede ser una ventaja.

Para explicar la duración, varios autores (Besedeš, 2008; Besedeš & Blyde, 2010; Nicita et al., 2013) incluyen variables que aproximan el tamaño de la transacción (monto inicial en dólares o porción del mercado el primer año), la credibilidad del socio (Producto

Interno Bruto per cápita) y los costos de búsqueda (características del socio: distancia, idioma común, número de oferentes potenciales). Otras variables explicativas presentes en algunos estudios (Besedeš, 2008; Majune, 2015; Umaña, 2012) son el tipo de cambio real, los costos de transporte y el tipo de bien –agrícola o industrial; la diferenciación de productos (Besedeš & Prusa, 2006a; Inui et al., 2017; Rahu, 2015); la vigencia de acuerdos comerciales (Besedeš & Blyde, 2010; Majune, 2015; Valderrama, García, & Argüello, 2013), la diversificación de destinos y productos de exportación (De Lucio, Mínguez, Valero, & Mednik, 2008; Nicita et al., 2013; Umaña, 2012) así como características financieras (Inui et al., 2017) y de productividad de las empresas (Valderrama et al., 2013); variables de externalidades y de estabilidad económica mundial (Majune, 2015; Valderrama et al., 2013).

En cuanto a los hallazgos, mayor credibilidad en los socios y menores costos de búsqueda conducen a relaciones más largas (Besedeš, 2008; Nicita et al., 2013). La diferenciación de productos parece estar relacionada positivamente con la sobrevivencia del flujo de comercio (Besedeš & Prusa, 2006b; Inui et al., 2017; Rahu, 2015), así como la diversificación de la oferta exportable de productos y destinos exportados por la empresa (De Lucio et al., 2008; Nicita et al., 2013; Umaña, 2012). Los acuerdos comerciales, recíprocos o no, reducen el riesgo de salida de exportación de los flujos (Majune, 2015; Valderrama et al., 2013). También las políticas dirigidas a aumentar el conocimiento de los mercados externos (Lederman, Olarreaga, & Zavala, 2016; Rahu, 2015) y la estabilidad macroeconómica (Majune, 2015; Valderrama et al., 2013) se relacionan positivamente con la sobrevivencia. La externalidad generada por la aglomeración de empresas reduce el riesgo de salir de la exportación, y el efecto es mayor cuanto más similares son las actividades de las empresas (Valderrama et al., 2013).

III. Datos y métodos

3.1 Datos

Para realizar este estudio se cuenta con datos de exportaciones hechas por empresas ubicadas en Costa Rica en el periodo 1999-2016 cuya fuente es la Promotora de Comercio

Exterior (PROCOMER). La información es descargada directamente por PROCOMER desde el sistema TICA-Aduanas (Tecnología de Información para el Control Aduanero) de la Dirección General de Aduanas (DGA). La descarga corresponde a exportaciones realizadas por exportadores en todas las aduanas del país, en los regímenes aduaneros llamados Definitivo, Zona Franca (ZF) y Perfeccionamiento Activo (PA), para luego proceder con algunas depuraciones de los datos con el fin de ajustarlos a sus requerimientos de la definición de exportaciones. Las principales depuraciones son la eliminación de exportaciones de billetes, exportaciones consideradas como servicios, inconsistencias en el destino del producto, bienes clasificados como reparaciones o devoluciones, imputación de valores y cambios en la descripción de ciertos productos (BCCR, COMEX, DGA, INEC, & PROCOMER, 2011).

Para cada exportador o empresa se cuenta con la siguiente información: identificador (número de cédula jurídica), año en que se realizó la exportación, código del producto de exportación a nivel de 10 dígitos (“línea arancelaria”) según el Sistema de Clasificación Arancelaria Centroamericano (SAC) con caracterización nacional, país de destino de la mercancía, valor (dólares americanos) de la exportación, peso (kilogramos), sector productivo en el que clasifica la exportación y régimen de exportación.

Debido a que el interés de este trabajo es analizar la duración de las exportaciones para cada combinación empresa-producto-destino, se realizaron algunas depuraciones de las unidades correspondientes. En el caso de las empresas, se excluyen registros que no contaban con el dato de cédula jurídica debido a que esto imposibilita seguir la observación en el tiempo, así como empresas que dan apoyo logístico a otras firmas exportadoras. Además, para el análisis se consideran sólo las empresas que exportaron un monto total anual de al menos \$12.000. Este ajuste es también realizado por PROCOMER y el Ministerio de Comercio Exterior (COMEX) al reportar las estadísticas de empresas exportadoras por año, que representan entre el 58% y el 70% del total de empresas registradas anualmente en el periodo de estudio y acumulan el 99% del monto exportado por el país cada año.

Los productos exportados se agruparon a un nivel de 6 dígitos, esta agregación recibe el nombre de subpartida y coincide con la agregación a nivel internacional del

Sistema Armonizado (HS6, por sus siglas en inglés)⁴. Por ejemplo, la línea arancelaria 0714100011 corresponde a yuca fresca o refrigerada y la línea arancelaria 0714100091 corresponde a yuca seca; ambas se agrupan en la subpartida 071410 que se llama raíces de yuca, frescas, refrigeradas, congeladas o secas. Se mantuvieron en el análisis las subpartidas que se exportaron por un monto superior a los \$200 por año. Cabe mencionar que es posible analizar los productos de manera más desagregada (a 8 o 10 dígitos), pero esto puede ocasionar problemas al interrumpir el seguimiento de la exportación debido a que el producto puede cambiar de codificación por los cambios de enmienda y no por la extinción propia de la exportación (esto se conoce como censura⁵); el problema suele ser menos frecuente cuando la codificación es más agregada porque hay menos cambios de productos. Besedeš & Prusa (2010) concluyeron que al probar diferentes niveles de agrupación de los flujos los resultados son similares⁶.

El destino de la mercancía se identificó con el código del país a donde se envió la exportación. Los registros que no indican el código, o que tienen la señalización de haberse exportado a varios destinos, sin especificar a cuáles, fueron excluidos del análisis. A partir de las tres unidades mencionadas se construye la unidad de análisis: flujo de exportación que es una combinación empresa-producto-destino. Para cada flujo se mide la duración en la actividad exportadora en el periodo de análisis. Por ejemplo, si la empresa i vende el bien b al país de destino c únicamente en el año 1999 se considera que la relación o flujo (f_{ibc}) dura un año, pero si en su lugar la relación inicia en 1999 y finaliza en 2005, ésta habrá durado 7 años. Cada año que la relación ocurre se contabiliza como un año de sobrevivencia, mientras que, por el contrario, la no ocurrencia de la relación se considera como un “fallo”. El “fallo” es el evento de interés en este caso.

La variable dependiente es *salida* y se construye a partir de la información anterior como una variable dicotómica que asume el valor 1 si el flujo se dejó de exportar y 0 si se realizó la exportación. Algunos flujos dejan de exportarse y reinician algún tiempo después,

⁴ Harmonized Commodity Description and Coding Systems (HS)

⁵ Este tema se aborda con mayor detalle posteriormente en la subsección metodológica.

⁶ Véase (Besedeš & Prusa, 2010) para más detalles.

esto se conoce como reincidencia. La variable dependiente se codifica con valor 1 cada vez que el flujo se interrumpe, también en los casos de reincidencia.

Se quiere conocer si los TLC reducen en alguna medida el riesgo de salida de los flujos exportados. El razonamiento que sustenta esta idea es que, puesto que los TLC conllevan a una reducción de aranceles bilateral o multilateralmente⁷ para las distintas partes involucradas, se esperaría que las relaciones comerciales existentes entre esos socios enfrenten un panorama más ventajoso a partir de la entrada en vigor del tratado, es decir, que puedan comerciar con un costo de transacción más bajo y esto dé como resultado relaciones comerciales más duraderas.

La información sobre los TLC proviene de COMEX y comprende los 13 tratados, vigentes o que entraron en vigor, en el periodo 1999-2015. Se crea una variable dicotómica que asume el valor 1 cuando los flujos se dirigen hacia un país con TLC vigente en el momento de la exportación, y cero en otro caso. Por ejemplo, el TLC con Chile entró en vigor en 2002, las exportaciones enviadas a Chile a partir de ese año asumen valor 1, mientras que antes de ese año asumen el valor 0. Así sucede para todos los flujos cuyo destino fue un socio con TLC entrado en vigor en el periodo de análisis. Además, los flujos dirigidos hacia los socios con los que nunca hubo un TLC en el periodo de análisis asumen el valor de cero siempre. Es importante aclarar que la vigencia del tratado no implica necesariamente que los flujos exportados estén recibiendo los beneficios que puede otorgar el TLC, pues esto está sujeto al cumplimiento de las reglas de origen de cada producto⁸. Sin embargo, la variable dicotómica trata de representar el cambio potencial en las condiciones para exportar generado por los TLC.

Con los datos de salida y reingreso se crea una variable que cuenta el número de años que cada flujo reincidente estuvo inactivo desde su última exportación hasta volver a exportarse. Para aquellos flujos que no reportan reincidencia la variable asume el valor 0, así como en los años en que los flujos reincidentes se exportaron en años continuos. A

⁷ Se debe tener presente que la desgravación arancelaria puede ser total o gradual, variar entre mercancías y entre las partes interesadas.

⁸ Según el Decreto N° 36651-COMEX, cada exportador interesado en recibir el trato preferencial (reducción arancelaria) que otorgue el Tratado debe solicitar la certificación de origen de mercancías y para llevar a cabo los procedimientos de verificación el origen de mercancías exportadas desde Costa Rica a solicitud del país importador.

partir de la base de datos de PROCOMER se crearon también algunas variables independientes que la literatura menciona como determinantes de la duración en la exportación: el monto inicial comerciado es medido como el valor exportado en dólares el primer año que el flujo se exportó; la diversificación de socios y de productos son medidas como el número total de países y productos que la empresa exporta al año, respectivamente; variables dicotómicas de sector productivo que asumen valor 1 si la mercancía exportada se clasifica en el respectivo sector productivo, y 0 en otro caso; y una variables dicotómica del régimen de exportación, que toma el valor 1 si el producto se exportó bajo el régimen definitivo y 0 si se exportó en ZF o PA.

Además, se cuenta con los siguientes datos por país de destino: idioma de habla oficial y distancia geográfica hasta Costa Rica (en kilómetros), ambos provenientes de la base de datos internacional del Forum for Research in Empirical International Trade (FREIT); Producto Interno Bruto (PIB) per cápita por año ajustado por la paridad del poder de compra, tomado del Fondo Monetario Internacional (FMI). Se incluyen también variables macro de la economía costarricense como el PIB a precios constantes y el Índice del Tipo de Cambio Efectivo Real multilateral con ponderadores móviles (ITCERM-PM) cuya fuente es el Banco Central de Costa Rica (BCCR). Finalmente, se incluyen variables indicadoras de la crisis financiera mundial ocurrida en 2008 y 2009, se crea una variable dicotómica para cada año que toma el valor de 1 si la exportación se llevó a cabo en el año respectivo y 0 en otro caso.

3.2 Métodos

El análisis de duración de los flujos de comercio es reciente, los primeros trabajos empíricos en este tema fueron expuestos por Besedeš & Prusa (2006a) para estudiar el tiempo promedio de vida de las importaciones de Estados Unidos. Sin embargo, los métodos de análisis de sobrevivencia datan de más atrás, de campos como la demografía y las ciencias actuariales (Dickman, 2014). Por lo general, se parte de un conjunto de individuos o unidades que se siguen en un periodo específico para observar la ocurrencia de un evento. El interés principal casi siempre recae en saber si el evento ocurre, cuánto tiempo pasa hasta que ocurre y qué factores se relacionan con la duración de la ocurrencia.

En este trabajo, los flujos de exportación (de un producto comercializado por una empresa con un socio comprador) son las unidades de análisis que se observan en el periodo 1999-2016. Cuando haya interrupción del flujo, se dice que el evento (o fallo) ocurrió. Las tomas de información de cada unidad en el tiempo se llaman medidas repetidas, por lo que los datos tienen una estructura longitudinal o de panel.

Parte de los problemas propios de trabajar con datos de tiempo de ocurrencia es la censura de las unidades de análisis (Klein & Moeschberger, 2003). La censura por la izquierda se da cuando el evento de interés ocurre antes del tiempo inicial del análisis; por ejemplo, si un flujo inició en 1995 y terminó en 1997 la duración del flujo habría sido de dos años, pero no se sabría porque esto ocurrió antes del periodo de análisis y no se cuenta con información previa. Mientras que la censura por la derecha se refiere a dejar de observar las unidades expuestas al riesgo a partir del tiempo final de análisis; este es el caso de los flujos que se exportan más allá del año 2016, pero se dispone de datos hasta ese año, así que para esos flujos no se podrá observar si el evento ocurrió o no. En este caso también se encasillan las unidades que salen del estudio por razones diferentes al fallo, tales como cambios en el código de producto como se mencionó anteriormente. Las unidades censuradas pueden ser sistemáticamente distintas de las unidades expuestas al riesgo, generalizar resultados en estos casos sería incorrecto (Singer & Willett, 1993), por lo que es recomendable considerar algunos ajustes para corregir el problema.

Las técnicas estadísticas de análisis de sobrevivencia se pueden dividir en no paramétrica, semi-paramétricas y paramétricas; estas contemplan correcciones para los problemas de censura por la derecha. A continuación, se describen las técnicas que se aplicaran en el análisis de los datos.

3.2.1 Técnicas no paramétricas: estimador Kaplan-Meier y curvas de hazard

La duración o tiempo en que ocurre el evento de interés en las unidades de análisis se puede expresar mediante la función de sobrevivencia, que calcula la probabilidad de

sobrevivir más allá de un tiempo t (Klein & Moeschberger, 2003) y se puede expresar como:

$$S(t) = \Pr(T > t)$$

Si $S(t)$ es la función de supervivencia, y si T es una variable aleatoria continua, entonces $S(t)$ es una función continua estrictamente decreciente. La función de supervivencia se puede expresar también como el complemento de la función de la distribución acumulada $S(t) = 1 - F(t)$. En términos prácticos, $S(t)$ se puede estimar mediante el estimador Kaplan-Meier, que se calcula como la multiplicatoria de las proporciones condicionales de todos los sobrevivientes en el momento t . Tomando n_t como el número de observaciones expuestas al riesgo del evento en el tiempo t_k y d_t como el número de observaciones que experimentaron el evento en t_k , la función de supervivencia se puede definir de la siguiente manera:

$$\widehat{S}(t_k) = \prod_{t \leq t_k} \frac{n_t - d_t}{n_t}$$

La probabilidad de supervivencia se refiere a la proporción de una población inicial que sobrevive tras cada uno de varios periodos consecutivos y el término función de supervivencia se refiere al patrón cronológico de estas probabilidades en el tiempo (Singer & Willett, 1993).

Al estudiar la supervivencia también interesa conocer cuál es la tasa condicional de fallo de las unidades de análisis, es decir, cuál es la tasa de ocurrencia del evento, condicional a que no ocurrió antes. A esto se le llama riesgo o hazard, $h(t)$, y es definido como:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + \Delta t | T \geq t]}{\Delta t}$$

Si el tiempo es una variable aleatoria continua, $h(t)$ se puede definir como el cociente entre la probabilidad instantánea de ocurrencia del evento en t y la función de supervivencia de la siguiente manera:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\Pr(T = t)}{\Pr(T > t)}$$

Al definir la población en riesgo como el grupo de individuos con posibilidades de que ocurra el riesgo, la literatura de sobrevivencia usa el término probabilidad de riesgo para referirse a la proporción del grupo de individuos expuestos al riesgo, que experimentó el evento en ese periodo, y la función de hazard se refiere al patrón cronológico de las probabilidades en el tiempo (Singer & Willett, 1993). Los hazards representan una razón o tasa de riesgo y la función de hazard puede ser creciente o decreciente. Para estimar la función de hazard acumulada, se aplica la siguiente fórmula, conocida como estimador Nelson-Aalen:

$$\widehat{H}(t_k) = \sum_{t \leq t_k} \frac{d_t}{n_t}$$

Algunas bondades de trabajar con la función de hazard en este tipo de análisis es que indica cuándo ocurre el evento, su magnitud en cada año indica el riesgo de ocurrencia del evento ese año (a mayor hazard, mayor riesgo). La función incluye apropiadamente los casos censurados y no censurados, ya que no se descartan los datos de los individuos censurados a pesar de que no se sabe cuándo ocurre el evento en éstos (Singer & Willett, 1993).

3.2.2 Técnica semi-paramétrica: regresión de riesgos proporcionales de Cox

Además del interés por estimar el tiempo promedio a un evento y la tasa de riesgo en una población, es deseable conocer si las características de las unidades de análisis pueden estar correlacionadas de forma diferente con estas medidas. El enfoque más común modela la tasa de riesgos condicional en función de variables explicativas (covariables). La regresión de Cox es una técnica semi-paramétrica ampliamente utilizada para tales fines (Hox, 2010; Singer & Willett, 1993), en la que no se requiere asumir una distribución especial para el tiempo, sino solo para las covariables. Ésta fue propuesta por David Cox en 1972 y asume que los riesgos son proporcionales. Considerando una muestra de tamaño n ($i = 1, \dots, n$), T_i representa el tiempo de estudio de la unidad i y δ_i el indicador del evento

(que asume valor 1 si ocurre, y 0 en otro caso). Siguiendo Klein & Moeschberger (2003) el modelo se define como:

$$h(t_k|\mathbf{X}) = h_0(t_k)\exp(\boldsymbol{\beta}^t\mathbf{X}) = h_0(t_k)\exp\left(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j\right)$$

donde $h(t_k|\mathbf{X})$ es la tasa de riesgo en el momento t_k para un individuo con vector de riesgo \mathbf{X} ; $h_0(t)$ es la línea base de la función de hazard; \mathbf{X} es el vector de p covariables, es decir, el vector de factores de riesgo asociados a las observaciones de análisis, que pueden variar en el tiempo o mantenerse fijos; $\boldsymbol{\beta}$ es el vector de p parámetros que corresponde a las correlaciones entre el riesgo y las covariables. Debido a que la función de covariables debe ser positiva, es muy común utilizar la función exponencial en la parte paramétrica del modelo, aunque también pueden utilizarse otras funciones para este fin. La ecuación arroja la probabilidad de que la observación experimente el evento en el tiempo t_k dado que sigue expuesto al riesgo. La característica de proporcionalidad de la tasa de riesgo se desprende de calcular el cociente de hazard con un mismo set de covariables que asumen distintos valores en \mathbf{X} y \mathbf{X}^* :

$$\frac{h(t_k|\mathbf{X})}{h(t_k|\mathbf{X}^*)} = \frac{h_0(t_k)\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j)}{h_0(t_k)\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j^*)} = \exp\left[\sum_{j=1}^p \beta_j (X_j - X_j^*)\right]$$

Para la calibración se emplea el método de verosimilitud parcial. Considerando que el tiempo es continuo y tomando $R(t_k)$ como el grupo de individuos expuestos al riesgo al tiempo t_k , la función de verosimilitud parcial tiene la forma:

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{k=1}^D \frac{\exp(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j)}{\sum_{i \in R(t_k)} \exp(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j)}$$

La expresión anterior representa la multiplicatoria de las probabilidades condicionales de todos los individuos en los que se presentó el evento, es decir, solo las ocurrencias de eventos contribuyen a la verosimilitud, e indica la probabilidad condicional de que un evento ocurra en el momento t_k en una observación con vector de covariables X_j en ese momento t_k .

3.2.3 Técnicas paramétricas: análisis de sobrevivencia en tiempo discreto

Una condición importante del modelo de Cox es que el tiempo sea continuo. Cuando el tiempo es una variable discreta - por ejemplo, medida en años o meses - muchas relaciones tienen una duración similar y no hay una manera de tratar esos tiempos de duración “empataados” dentro del marco de verosimilitud parcial del modelo de Cox. La presencia de empates causa sesgo asintótico tanto en los coeficientes de regresión estimados como en la matriz de covarianzas (Hess & Persson, 2012).

La manera usual de caracterizar el tiempo discreto es mediante su función de densidad de probabilidad y la función de densidad acumulada cuando la ocurrencia del evento es condicional. Ésta última se conoce como la función de hazard en tiempo discreto. El hazard en tiempo discreto, $h(t_k)$, es definido como la probabilidad condicional de que una observación seleccionada aleatoriamente experimente el evento en un tiempo t_k , dado que no experimentó el evento antes de t_k :

$$h(t_k) = \Pr[T = t_k | T \geq t_k]$$

Ya que $h(t_k)$ son probabilidades, solo puede asumir valores entre 0 y 1, y por ello se utilizan modelos lineales generalizados con una función de enlace apropiada para transformar los hazards (Hox, 2010). Si la función de enlace es logística y $h(t_k|\mathbf{X})$ denota la probabilidad condicional de ocurrencia en el intervalo (t_k, t_{k+1}) con α_t interceptos específicos de tiempo (que representan los hazard de línea base) entonces el modelo de hazard se puede expresar así:

$$\ln\left(\frac{h(t|\mathbf{X})}{1 - h(t|\mathbf{X})}\right) = \alpha_t + \boldsymbol{\beta}^t \mathbf{X}$$

Siguiendo a Klein & Moeschberger(2003), si se denota $t_1 < t_2 < \dots < t_D$ como los D eventos en el tiempo y d_k como el número de muertes en t_k . Además, s_k es la suma de vectores \mathbf{X}_i de las unidades que fallaron t_k , mientras que R_k es el set de unidades expuestas al riesgo antes de t_k y Q_k es el grupo de todos los subgrupos de d_k unidades que podrían ser seleccionados de R_k , entonces cada elemento de Q_k es una secuencia de d_k individuos

quienes podrían haber sido uno de los d_k fallos en el momento t_k . Si $q = (q_1, \dots, q_{d_k})$ es uno de estos elementos de Q_k y se define $s_q^* = \sum_{i=1}^{d_k} X_{qi}$ entonces la log-verosimilitud discreta está dada por:

$$L(\beta) = \prod_{k=1}^D \frac{\exp(\beta^t s_k)}{\sum_{q \in Q_k} \exp(\beta^t s_q^*)}$$

Los modelos de sobrevivencia discretos pueden verse como casos extendidos de modelos multinivel (Hox, 2010). Los métodos multinivel incorporan variables explicativas en diferentes niveles de agregación, por ejemplo, a nivel de individuo y a nivel de grupo. El enfoque multinivel estudia la variabilidad de las correlaciones o “efectos” de las variables a nivel de individuos, debida a la exposición de estos últimos al ambiente o contexto grupal. El uso de la técnica se justifica porque una estimación mediante el método convencional estaría violando el supuesto de independencia entre los sujetos, ya que existe variabilidad compartida debido a características comunes del contexto.

Los datos con estructura longitudinal pueden ser considerados como datos agrupados o anidados a nivel de sujeto, donde la serie de tiempo de cada observación puede tratarse como un grupo. Los efectos de las variables a nivel de la unidad de análisis pueden verse afectados por las características del grupo. Adicionalmente, los grupos pueden estar conglomerados en conjuntos más grandes, tal es el caso de los flujos exportados analizados en este trabajo, que se anidan en una misma empresa, de manera que se cuenta con unidades en tres niveles de jerarquía.

Igual que en los modelos discretos para datos con un solo nivel, al modelar el riesgo de salida con datos en varios niveles se puede emplear un modelo lineal generalizado con una función de enlace logística. El modelo correspondiente para el caso multinivel es:

$$\ln\left(\frac{h_{tig}(t)}{1 - h_{tig}(t)}\right) = \alpha_t + \beta_{1ig}x_{tig} + \beta_{2g}x_{ig} + \beta_3x_g + v_{0g} + u_{0ig} + \varepsilon_{tig}$$

Donde los subíndices t , i , y g indican tiempo, flujo y empresa, respectivamente; α_t representa la línea base de hazard en el año de exportación t ; x_{tig} es un predictor que varía por año (nivel 1); x_{ig} es un predictor a nivel de flujo (nivel 2); x_g es un predictor a nivel de empresa (nivel 3); v_{0g} , u_{0ig} , ε_{tig} son los errores residuales a nivel de empresa, flujo y año, respectivamente. El coeficiente de regresión β_{2ig} podría variar a nivel de empresa, en cuyo caso el modelo incorporaría un componente adicional, u_{2g} , que sería el error en la pendiente de la variable explicativa a nivel de flujo.

En el modelo multinivel se estiman los coeficientes de regresión y los componentes de varianza. La varianza del error en los niveles 1, 2 y 3 se puede expresar correspondientemente como $\sigma_{v_0}^2$, $\sigma_{u_0}^2$ y σ_ε^2 . A partir de ellas se puede calcular cuánto de la variabilidad en el riesgo general de salida se explica porque los flujos pertenezcan a una misma empresa, esto se conoce como coeficiente de correlación intraclase y se puede expresar como:

$$\rho = \frac{\sigma_{v_0}^2}{\sigma_{v_0}^2 + \sigma_{u_0}^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

Las estimaciones de las varianzas del error, así como los coeficientes, usualmente se obtienen mediante el método de máxima verosimilitud. Sin embargo, en el caso particular de la función logística la varianza en el nivel 1 es la varianza de la distribución logística estándar, $\sigma_\varepsilon^2 = \frac{\pi^2}{3} \approx 3.29$, y se asume así en para todos los casos (Hox, 2010). Además, en presencia de muchos periodos, el modelo se puede estimar de forma más parsimoniosa, modelando los hazards como una función suavizada del tiempo t (véase Hox, 2010).

Finalmente, para revisar la bondad de ajuste de los modelos, se aplica la prueba Informativa del Criterio Akaike (AIC) que permite llevar a cabo la comparación de modelos no anidados. La prueba AIC se basa en comparar la devianza de los modelos y añade un componente de penalización por la inclusión de más parámetros a estimar. El modelo con el valor del AIC más bajo será preferido en términos de ajuste.

IV. Resultados

Para llevar a cabo el análisis se cuenta con un total de 173,427 flujos. Cada flujo es una exportación mayor a \$200, de un producto (subpartida) enviado por una empresa localizada en Costa Rica a otro país en uno o varios años del periodo 1999-2016. Si se repite cada flujo por el número de años (ocasiones) que estuvo activo se obtiene un total de 385,413 observaciones, lo que sugiere que cada flujo tuvo una duración promedio de 2.2 años. Las estadísticas anuales de estas tres unidades: empresas, productos y destinos, se muestran en el Anexo 1. En el periodo observado, hubo en promedio 2,034 empresas exportadoras por año, de las cuales 1,637 permanecieron constantes, exportando al menos en dos años consecutivos; unas 397 empresas incursionaron en la actividad exportadora cada año versus 352 empresas que suspendieron la exportación. El número medio de productos exportados anualmente fue de más de 2,553 que se enviaron a un promedio de 104 países. Esas exportaciones sumaron \$7,981 millones anuales en promedio, pasando de \$4,657 millones en 1999 a \$10,088 millones en 2016.

El 82,7% del valor exportado en todo el periodo se dirigió a los socios con que Costa Rica ha firmado un TLC, siendo el MCCA, los Estados Unidos y la Unión Europea los destinos más importantes (véase el Anexo 2). Sin embargo, hay diferencias en la distribución de las exportaciones según el régimen aduanero; el peso del comercio con el MCCA y los Estados Unidos es similar en el régimen definitivo (alrededor de 30%), mientras que en el régimen especial sobresalen las exportaciones a los Estados Unidos (46%). De todas las ocasiones en que las exportaciones se dirigieron hacia socios con un TLC ya vigente (66,6%), de nuevo son mayoría aquellas enviadas al MCCA, los Estados Unidos, la Unión Europea y, además, México, país con el que el TLC entró en vigor desde 1995⁹.

Las estadísticas descriptivas de las variables cuantitativas a nivel de flujo indican que 141,405 de ellos se exportaron bajo el régimen definitivo y los restantes 32,022 bajo regímenes especiales de Zona Franca o Perfeccionamiento Activo (véase Cuadro 3A del

⁹ Se debe tomar en cuenta que los tratados han sido firmados en distintos momentos, esto influye en el número de ocasiones que cada flujo se envió hacia un socio con TLC vigente en el periodo de análisis.

Anexo). Se puede observar que, en promedio, los flujos inician en un valor de \$101 mil, el valor inicial es inferior para los flujos exportados en el régimen definitivo (\$60 mil) y superior en el régimen especial (\$284 mil). En este último grupo las exportaciones se dirigen a países más distantes de Costa Rica (localizados en promedio a 4,692 km vs 2,599 km en el régimen definitivo), más ricos (con un promedio de PIB per cápita de \$27,812 vs \$16,728 en el régimen definitivo) y son producidas por empresas con mayor diversificación en términos de destinos y productos.

La mayoría de los flujos se dirigieron hacia países en que el idioma oficial es español (63.7%) y fueron exportados bajo el régimen definitivo (81.5%). En este régimen los bienes se produjeron principalmente en sectores Agrícola & Alimentario; Caucho, Plástico, Metalero & Textil; y de Eléctrica & Electrónica. Mientras que en el régimen especial se produjeron mercancías principalmente en los últimos dos sectores (véase Cuadro 4A del Anexo).

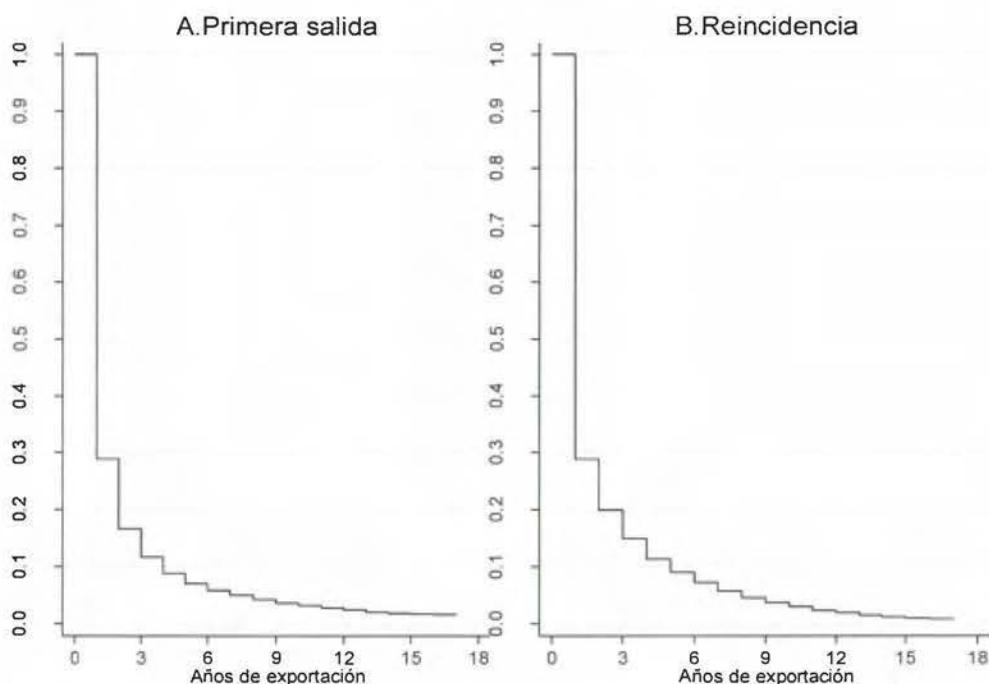
En la mayoría de los flujos no hubo reincidencia, ya fuera porque los flujos terminaron y no reiniciaron más, o porque no hubo fallo en el periodo de observación. El fenómeno se dio en un 18% de los flujos del régimen especial y 15% del régimen definitivo, en ambos casos un tercio de los flujos reincidentes lo fue por una única vez y estuvo fuera de actividad por un año. En el periodo analizado el tipo de cambio real de Costa Rica medido por el ITCERM-PM mostró apreciación del colón a partir del 2006, y el PIB real varió entre los 13,981.8 y los 26,371.3 cientos de millones de colones.

4.1 Resultados de las técnicas no paramétricas

A continuación, la Figura 1 muestra las curvas estimadas de sobrevivencia a la primera salida (Gráfico A) e incluyendo los casos de reincidencia (Gráfico B) mediante el método de Kaplan-Meier. Para comparar las curvas primero se aplica la prueba de similitud de funciones de sobrevivencia llamada Peto-Peto-Prentice, cuya hipótesis nula argumenta la igualdad de las funciones entre grupos. En este caso hay dos grupos: la muestra con reincidencia y sin reincidencia. Los resultados rechazan la hipótesis nula con un 95% de

confianza ($\chi^2(1) = 210$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0,00$), lo que sugiere que existen diferencias estadísticamente significativas entre las funciones.

Figura 1. Curva de sobrevivencia Kaplan-Meier, a la primera salida y con reincidencia, de los flujos exportados entre 1999-2016



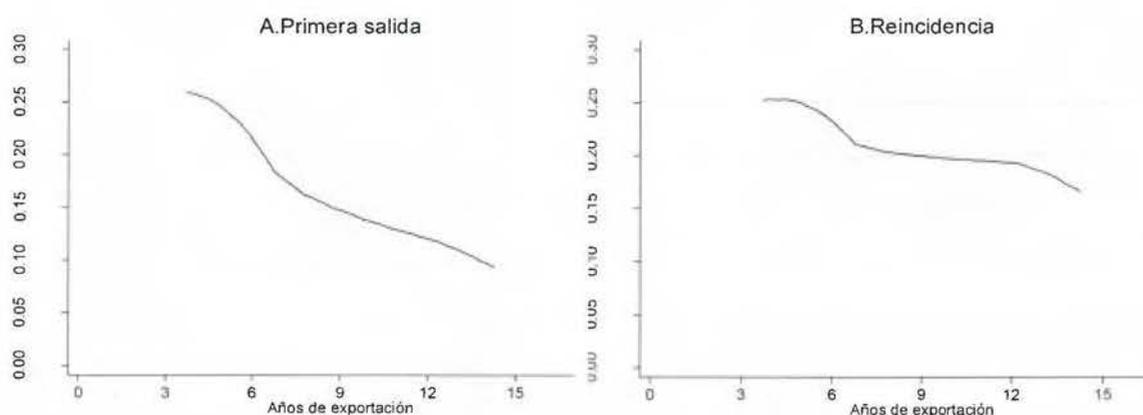
Fuente: elaboración propia con datos de PROCOMER.

En general, cerca del 30% de los flujos exportados duran más allá de un año. Si se observa la duración únicamente a la primera salida, cerca del 17% de flujos permanece más del segundo año, el 8% lo hace hasta el quinto año y menos del 5% llega hasta el décimo año o más allá. La probabilidad de sobrevivencia de estos sigue bajando con el paso del tiempo, pero cada vez menos. Si se considera la reincidencia de los flujos, el porcentaje que dura más allá del segundo año es del 20%, superior que la sobrevivencia a la primera salida, esto indica que los flujos que se exportaron sólo el primer año y se volvieron a exportar al tercero tienen mayor probabilidad de sobrevivencia que aquellos que se vienen exportando sin interrupción desde el primer año. Sin embargo, a partir del año 10 la sobrevivencia de

los flujos que no han dejado de exportar es más alta que la de aquellos que salen y vuelven a entrar.

Las curvas de hazards estimadas (Figura 2) muestran que el riesgo de fallo es más alto en los primeros años de exportación (hay una caída más pronunciada en las curvas) y tiende a ser más bajo en los siguientes años. Este resultado es consistente con los hallazgos de estudios internacionales (Inui et al., 2017). Además, se observa que, al inicio, el riesgo de fallo a la primera salida (Gráfico A) es mayor que cuando se incluyen los flujos reincidentes (Gráfico B), pero con el paso del tiempo la tasa de riesgo de los primeros se reduce más en el primer grupo que en el segundo. Estas diferencias sugieren la importancia de tomar en cuenta la reincidencia de los flujos en el análisis.

Figura 2. Curva de hazard, a la primera salida y con reincidencia, de los flujos exportados entre 1999-2016



Fuente: elaboración propia con datos de PROCOMER.

La duración de la exportación está relacionada también con características de los flujos. Las exportaciones dirigidas hacia los países con TLC vigentes con Costa Rica muestran un riesgo de salida más bajo con respecto a los flujos que se dirigieron a países sin TLC (véase el Anexo 5). Sin embargo, es pertinente considerar además otros factores de los flujos que la literatura empírica ha hallado como determinantes de la duración en la exportación. Esto permitirá conocer si la relación entre una mayor permanencia en la exportación y la entrada

en vigor de un TLC se mantiene al considerar esos factores. Para ello se realizan estimaciones de los hazards mediante modelos paramétricos y semiparamétricos.

4.2 Resultados de las técnicas paramétricas y semi-paramétricas

4.2.1 Resultados generales

Para analizar la relación entre los TLC y la duración de los flujos exportados se utiliza la muestra completa, que contiene 385.413 observaciones, y se aplica un modelo de regresión logística de efectos aleatorios¹⁰ con dos componentes de varianza. Este modelo es calibrado con el comando xtlogit del software estadístico STATA versión 14. La variable independiente de interés es TLC, que asume el valor 1 cuando el flujo se exportó a un país con un TLC en un año en vigencia, y cero en otro caso. Además, se controla por las variables independientes descritas en la sección de datos. Los resultados sugieren que las exportaciones dirigidas a países con TLC tienen un riesgo menor ($[1-0,921]*100 = 7,9\%$) de salir de la exportación que las demás – aquellos flujos sin TLC en el año de la exportación (véase Cuadro 1 columna 1).

Cuadro 1. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante los modelos logísticos y de Cox, 1999-2016

Modelo	Regresión logística ¹			Regresión de Cox ²	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ecuación					
Muestra	Completa	Reducida	Reducida	Reducida	Reducida
Coefficiente	0,921***	0,870***	0,916***	0,968***	0,959***
Error estándar	[0,012]	[0,015]	[0,016]	[0,009]	[0,008]
Casos con reincidencia	Sí	Sí	Sí	No	Sí
Variables indicadoras de tiempo	Sí	Sí	Sí	No	No
Componentes de varianza	Dos	Dos	Tres	n.a	n.a
Número de observaciones	385.413	223.211	223.211	184.593	223.211
Número de flujos	173.427	101.924	101.924	101.924	101.924
Número de empresas	8.025	6.754	6.754	6.754	6.754

Notas: 1/Coefficientes son odds ratios (OR). 2/ Coeficientes son hazards ratios (HR). n.a: no aplica.
***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La estimación completa se muestra en el Anexo 6.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

¹⁰ También conocido como modelo logístico con efectos aleatorios (*random effects*)

En el grupo de flujos dirigidos a socios con TLC vigente se encuentran las exportaciones hacia el MCCA y México, dos de los principales destinos de exportación del país. Costa Rica mantuvo preferencias comerciales otorgadas por los tratados firmados con ambos socios en todo el periodo de análisis, por lo que no es posible observar estos flujos en los años previos al TLC, por tal motivo en adelante se excluyen del análisis; la muestra reducida consiste en 223.211 observaciones. Utilizando esta muestra y aplicando el modelo logístico se estima que el riesgo de salida de la exportación de los flujos enviados a países con TLC es 13% $([1-0,87]*100)$ más baja que el riesgo de los flujos enviados a países sin TLC (véase Cuadro 1 columna 2).

También se realizan dos estimaciones mediante el modelo semi-paramétrico de riesgos proporcionales de Cox, uno de los modelos más utilizados para analizar duración. Se lleva a cabo una estimación a la primera salida (véase Cuadro 1 columna 4) y una más considerando reincidencia (véase Cuadro 1, columna 5). Los resultados respaldan que hay una mayor estabilidad en la actividad exportadora cuando hay un TLC vigente, aunque las magnitudes de los coeficientes estimados son menores que en el modelo logístico, de 3,2% $([1-0,968]*100)$ en el modelo a la primera salida y 4,0% $([1-0,959]*100)$ en el modelo con reincidencia. En este último modelo, el valor indica la disminución en la incidencia acumulada de salida con respecto a los países sin TLC vigente.

Un supuesto clave en el uso del modelo de Cox es que los riesgos sean proporcionales con respecto a los valores asumidos por cada variable, para revisarlo se realiza una prueba de riesgos proporcionales. Sin embargo, en ambas estimaciones, el supuesto de proporcionalidad no se cumple en la mayoría de las variables (véase Cuadro 6A). Por su parte, el modelo logístico tiene un supuesto similar que asume odds ratios (OR) proporcionales. Este supuesto se revisa para la variable de interés, TLC, mediante la prueba gráfica de hazards proporcionales llamada Log-Log¹¹, el cual en este caso evidencia falta de proporcionalidad aproximadamente a partir del onceavo año. A pesar de ello, por la particularidad discreta del tiempo en los datos en este trabajo se opta por el uso del modelo logístico.

¹¹ Mediante el comando `stphplot` del Software estadístico Stata14.

Basado en los resultados del modelo logístico (véase el Anexo 6) también se encuentra que cuanto mayor sea el monto inicial exportado del flujo, el número de destinos de exportación de la empresa, y el tamaño de la economía de destino, menor es el riesgo de dejar de exportar. Esto también ocurre cuando se comercian productos de los sectores agrícola, alimentario y químico-farmacéutico. Mientras que cuando se exporta bajo régimen definitivo, a mayor número de años de inactividad, a mayor distancia del socio, mayor es el riesgo de salida. Además, al exportar productos del sector de eléctrica y electrónica o del sector de precisión y médico, así como en los años de la crisis financiera mundial de 2008-2009, los riesgos de interrumpir la exportación aumentan con respecto al grupo base.

Una característica de los Tratados de Libre Comercio en los que la desgravación de aranceles se da gradualmente es que, con el paso del tiempo, la vigencia del TLC puede otorgar mayores ventajas a los exportadores pues los costos del comercio en términos de aranceles son menores. Esta hipótesis se revisa incluyendo una variable cuantitativa del tiempo y su interacción con la variable de TLC agrupada. El coeficiente de la interacción indica el efecto marginal por cada año adicional de vigencia del TLC, para el cual se esperaría una relación negativa con la tasa de riesgo. Sin embargo, este coeficiente no resultó estadísticamente significativo en el modelo regresión logística con dos componentes de varianza.

Por otra parte, características propias de las empresas y su organización interna podrían afectar la duración en la exportación. Es decir, los flujos comerciados por una misma empresa podrían compartir factores (por ejemplo, productividad, finanzas, uso de tecnología, innovación, etc.) que juegan un papel en su duración. Al no contar con variables de este tipo, para analizar esta hipótesis en este trabajo se utilizó un modelo mixto (multinivel) de efectos aleatorios, con tres componentes de varianza, que permite medir la parte de la varianza del error de la variable dependiente que se determina por la aglomeración de los flujos dentro de una misma empresa, lo cual se conoce como coeficiente de correlación intra-clase.

El modelo multinivel cuenta con unidades agrupadas en tres niveles: el nivel 1 son los años de exposición al riesgo, que están contenidos en el nivel 2, llamados flujos, y estos a su vez están anidados en el nivel 3, las empresas. Por lo tanto, las posibles fuentes de

varianza del error en este caso son tres, y se estimaron en 0,99 a nivel de empresa, en 0,65 a nivel de flujo y en 3,29 a nivel de caso. Este último valor corresponde a la varianza de la distribución logística estándar y se mantiene fijo en todas las estimaciones que utilizan una función de enlace logística (Hox, 2010). A partir de estos resultados se encuentra que 0,20 de la varianza total de dejar de exportar el flujo se determina por la pertenencia a una misma empresa y se estima que los TLC reducen los riesgos de salir de la exportación en promedio en cerca de 8,4% ($[1-0,916]*100$) (véase Cuadro 1 columna 3)

4.2.2 Resultados por tipo de régimen aduanero

Las estrategias seguidas en la década de los 80s y 90s por el país para impulsar la vinculación con el resto del mundo, llevaron a la creación de los regímenes de Zonas Francas¹² y Perfeccionamiento Activo. Una característica importante de las empresas que exportan bajo estos regímenes es que la mayoría es de capital extranjero, lo que sugiere que las empresas en los regímenes especiales distan en varios aspectos del resto de empresas exportadoras del país. Este hecho amerita la revisión de la duración en la exportación por separado para las empresas que operan bajo el régimen definitivo y el régimen especial.

Los resultados por régimen aduanero se muestran en el Cuadro 2. Las estimaciones del coeficiente del TLC mediante regresión logística de efectos aleatorios (columnas 1 y 3) y mediante regresión logística con efectos mixtos (columnas 2 y 4), dan evidencia de que la relación entre el riesgo de salida y los TLC varía según el régimen. Los TLC parecen reducir la tasa de salida de los bienes exportados bajo régimen definitivo, entre 13% ($[1-0,87]*100$) y 15% ($[1-0,842]*100$), y la correlación intraclase de los flujos se reduce, pasando de 0,22 a 0,12, cuando se considera el componente de varianza de la empresa, estimado por el modelo de efectos mixtos en 0,19. En el caso del régimen especial, la evidencia de disminución en el riesgo de salida de la exportación a destinos con TLC es modesta ya que los coeficientes no son distintos de 1 con una significancia estadística del 5% (columnas 3 y 4). En cuanto a la correlación intraclase, la empresa parece explicar 0,25

¹² Los requisitos y obligaciones se mencionan en la Ley No. 7210

de la varianza de la salida. Para ambos regímenes, el modelo con mejor ajuste parece ser el de efectos mixtos según el criterio del AIC.

Cuadro 2. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero, 1999-2016

Régimen	Definitivo		Especial (ZF+PA)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ecuación				
Coefficiente (TLC)	0,842***	0,870***	0,938*	1,013
Error estándar	[0,017]	[0,018]	[0,031]	[0,033]
Correlación intraclase				
Nivel de caso	3,29	3,29	3,29	3,29
Nivel de flujo	0,22	0,12	0,22	0,14
Nivel de empresa	n.a	0,19	n.a	0,25
N° de observaciones ¹	159.363	159.363	63.848	63.848
AIC	177.922	172.654	74.569	72.070

Notas: 1/ Las muestras incluyen los casos de reincidencia. / Coeficientes son odds ratios (OR). / n.a: no aplica / Todos los modelos incluyen variables indicadoras de tiempo. / ***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. / La estimación completa se incluye en el Anexo 8.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

4.2.3 Resultados por TLC

Si bien los TLC parecen reducir el riesgo de salida de las exportaciones en el régimen definitivo y el resultado parece robusto a través de los distintos modelos, una limitación es que este resultado engloba los diferentes tratados, los cuales podrían interactuar de manera distinta con el riesgo de salida. A continuación, se revisa la relación entre la duración de los flujos y la entrada en vigor de los dos principales socios comerciales del país, Estados Unidos y la Unión Europea, cada uno por separado.

4.2.3.1 TLC CAFTA-DR

La muestra utilizada para este análisis contempla los flujos que se exportaron a Estados Unidos antes y después de la entrada en vigor del TLC CAFTA-DR, y los flujos que se exportaron a países donde no había un TLC en vigencia cuando se realizó la exportación. Se excluyen las exportaciones dirigidas a otros socios con TLC vigente al momento de la

exportación. La variable de interés es TLC-CAFTA que asume el valor de 1 si la exportación se dirigió a Estados Unidos a partir de 2009 y cero en otro caso. Se cuenta con una muestra de 158.644 observaciones de la cuales 29.887 se dirigieron hacia Estados Unidos a partir de 2009. El Cuadro 3 muestra las estimaciones por régimen definitivo y especial, para cada uno se usó un modelo de regresión logística con dos componentes de varianza (columnas 1 y 3) y un modelo de regresión logística con tres componentes de varianza (columna 2 y 4).

En cuanto al régimen definitivo de exportación se observa que el riesgo de salida se reduce en 12,5% ($[1-0,875]*100$) para los flujos exportados a Estados Unidos a partir del 2009 (véase Cuadro 3 columna 1). Cuando se toma en cuenta la variabilidad en el riesgo de salida a lo interno de la firma la relación se mantiene, aunque la magnitud se reduce a 9,6% (véase Cuadro 3 columna 2). La varianza del error explicada por pertenecer a una misma empresa (correlación intraclase) es del 0,20.

Cuadro 3. Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC CAFTA-DR mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero, 1999-2016

Régimen	Definitivo		Especial (ZF+PA)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ecuación				
Coefficiente (TLC CAFTA-DR)	0,875***	0,904***	0,984	1,123**
Error estándar	[0,031]	[0,034]	[0,046]	[0,054]
Correlación intraclase				
Nivel de flujo	3,29	3,29	3,29	3,29
Nivel de empresa	0,22	0,11	0,24	0,15
Nivel de flujo	n.a	0,20	n.a	0,25
N° observaciones ¹	106.248	106.248	52.396	52.396
AIC	118.996	115.173	61.430	59.339

Notas: 1/ Las muestras incluyen los casos de reincidencia. / Coeficientes son odds ratios (OR). / n.a: no aplica / Todos los modelos incluyen variables indicadoras de tiempo. / ***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. / La estimación completa se incluye en el Anexo 9.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Por otra parte, al analizar los flujos exportados bajo el régimen especial los resultados sugieren que el riesgo de salida de la exportación no cambió significativamente con el TLC (véase Cuadro 3 columna 3). Aún más, al considerar la variabilidad compartida por características comunes de la empresa (0,25), los resultados sugieren que el riesgo de salida

a partir de 2009 se incrementó para los flujos enviados a Estados Unidos (véase Cuadro 3 columna 4). Para ambos regímenes, el modelo con mejor ajuste parece ser el que contiene tres componentes de varianza según el criterio del AIC.

4.2.3.2 *TLC AACUE*

Para Costa Rica el socio con mayor recepción de exportaciones costarricenses, luego de Estados Unidos y el MCCA, es la Unión Europea (UE-27)¹³. Costa Rica negoció el Acuerdo de Asociación entre Centroamérica y la Unión Europea (AACUE) junto con el bloque europeo y el resto de los países de Centroamérica, y entró en vigor en el país en el año 2013. La muestra utilizada para este análisis contempla a los flujos que se exportaron a UE-27 antes y después de la vigencia del AACUE, y los flujos que se exportaron a países donde no había un TLC en vigencia cuando se realizó la exportación. Se excluyen las exportaciones dirigidas a otros socios con TLC vigente al momento de la exportación. La variable independiente de interés es TLC-AACUE, variable dicotómica que asume el valor de 1 si la exportación se dirigió a algún país de UE-27 a partir de 2013 y cero en otro caso. Como resultado se cuenta con una muestra de 137.567 observaciones de la cuales 8.810 se dirigieron hacia UE-27 a partir de 2013. Se realizaron dos estimaciones por régimen definitivo y especial, mediante modelos de regresión logística con dos y tres componentes de varianza (véase Cuadro 4).

En cuanto al régimen definitivo, se observa que el riesgo de salida se reduce en cerca de 25% ($[1-0,75]*100$) para los flujos exportados a UE-27 a partir del 2013 (véase Cuadro 4 columna 1). Cuando se toma en cuenta la variabilidad del error debido a la firma, la relación se mantiene bastante similar y la correlación intra-clase es del 0,20 (véase Cuadro 4 columna 2).

Por otra parte, al analizar los flujos exportados bajo el régimen especial los resultados sugieren que el riesgo de salida de la exportación se redujo significativamente con nivel de confianza del 90% (véase Cuadro 4 columna 3). Sin embargo, al considerar la variabilidad compartida por los flujos en el error al pertenecer a la misma empresa (0,25) los resultados

¹³ UE-27, no incluye a Croacia.

sugieren que el riesgo de salida de los flujos enviados a UE-27 a partir de 2013 no varió significativamente (véase Cuadro 4 columna 4).

Cuadro 4. Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC AACUE mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero, 1999-2016

Régimen	Definitivo		Especial (ZF+PA)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ecuación				
Coefficiente (TLC AACUE)	0,745***	0,762***	0,880*	0,919
Error estándar	[0,031]	[0,033]	[0,066]	[0,070]
Correlación intracase				
Nivel de flujo	3,29	3,29	3,29	3,29
Nivel de empresa	0,22	0,12	0,23	0,13
Nivel de flujo	n.a	0,20	n.a	0,25
N° observaciones	96.029	96.029	41.538	41.538
AIC	107.745	104.402	48.987	47.169

Notas: 1/ Las muestras incluyen los casos de reincidencia. / Coeficientes son odds ratios (OR). / n.a: no aplica / Todos los modelos incluyen variables indicadoras de tiempo. / ***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. / La estimación completa se incluye en el Anexo 10.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Una limitación de los resultados mostrados es que existe censura por la izquierda en los datos y, tal como se mencionó en la sección metodológica, las unidades censuradas pueden ser sistemáticamente distintas de las unidades expuestas al riesgo. Para tratar de evitar generalizaciones erróneas, se realizaron estimaciones considerando sólo los flujos exportados por empresas que aparecen registradas como exportadoras a partir de 1999, las empresas que registraron exportaciones en 1998 fueron excluidas del análisis. Los nuevos resultados respaldan los resultados generales (mostrados en el Cuadro 5A del Anexo) en cuanto a la dirección de la relación, la magnitud y significancia del coeficiente. Las estimaciones particulares por TLC también respaldan la dirección de la relación, pero la magnitud del OR es menor pues es más cercana a la unidad.

V. Conclusiones

La duración de los flujos exportados en Costa Rica es corta. Este resultado concuerda con la literatura internacional que arroja evidencia de relaciones comerciales

bilaterales de los países en desarrollo por dos años en promedio (Nicita et al., 2013). Únicamente cerca del 30% de los flujos enviados desde Costa Rica sobrevive más del primer año, esto sugiere que la mayoría de las transacciones no perduran; el 10% de los flujos se exporta hasta el quinto año y tan sólo un 5% hasta el décimo año.

Las curvas de hazard de interrumpir la exportación son decrecientes para los flujos costarricenses. Su forma indica que cuanto más tiempo es comercializado el flujo, menos probable es que deje de exportarse. Una posible razón es que la experiencia en los mercados ayuda a las empresas a aprovechar las ventajas y sortear las dificultades de llevar a cabo la relación comercial.

Exportar bajo el régimen definitivo está asociado con un riesgo de salida entre 40% - 50% mayor que el riesgo de exportar bajo los regímenes especiales. Una posible hipótesis para este resultado es que los regímenes especiales otorgan un conjunto de beneficios e incentivos para la exportación¹⁴ que representan condiciones ventajosas para llevar a cabo la actividad.

Una situación ventajosa en la exportación podría también ser propiciada por la negociación de un TLC, que establezca menores costos para las exportaciones costarricenses hacia otros destinos. Por ello, se evaluó si existe diferencia en el riesgo de salida dependiendo de que la exportación se dirigiera o no a un socio con TLC vigente con Costa Rica. Se encontró que las exportaciones dirigidas a los países con TLC tienen un riesgo menor de interrupción que los demás flujos. Esto se confirmó a través de los distintos modelos aplicados. Sin embargo, existen diferencias en la relación según el régimen bajo el cual se exporta el producto, y el socio hacia donde se dirige la exportación.

Los flujos que se exportaron bajo el régimen definitivo hacia países con TLC tienen menor riesgo de salida que aquellos flujos que se dirigieron hacia países sin TLC. En el caso particular del TLC CAFTA-DR, el riesgo de salida de las exportaciones que fueron a Estados Unidos se redujo en al menos 10% a partir del 2009; mientras que los flujos exportados a la Unión Europea se redujeron en cerca del 25% a partir de 2013.

¹⁴ Por ejemplo, el régimen de Zona Franca otorga la exención en la importación de mercancías de maquinaria, repuestos, productos y cierto tipo de vehículos usados en la operación. Así como la exención de impuestos de ventas y de consumo sobre las compras locales de bienes y servicios.

En el caso de las exportaciones en regímenes especiales, la relación entre el riesgo de salida y el TLC no es tan clara. Los flujos exportados bajo el CAFTA-DR no parecen reducir la incidencia acumulada, o inclusive podrían aumentarlo. Si bien este último resultado parece poco razonable, posibles explicaciones serían cambios en sectores o el destino de exportación (Estados Unidos) en el periodo de vigencia del CAFTA. Por ejemplo, en el sector de eléctrica y electrónica la principal empresa trasladó parte de su operación fuera de Costa Rica desde inicios de 2014, mientras que el segmento que permaneció en el país se ubicó en otro sector.

Hay poca evidencia de que las exportaciones hacia la Unión Europea hechas en zonas francas o bajo perfeccionamiento activo en el periodo de vigencia del AACUE tuvieran menor riesgo de salida que los flujos exportados en ausencia del TLC. Una hipótesis para explicar este resultado es que la entrada en vigor del TLC no representa una condición más favorable para la exportación si se compara con las ventajas previas que recibieron las empresas exportadoras de las ZF, que también aplican a las exportaciones dirigidas a otros destinos. Más aún, son las exportaciones del régimen definitivo las que parecen beneficiarse de este tipo de instrumentos comerciales.

Hay evidencia de que factores como el tamaño de la transacción, la diversificación de países y el tamaño de la economía de destino están asociados con un menor riesgo de dejar de exportar. En el caso particular costarricense, también se reduce el riesgo de salida de los flujos al comerciar productos de los sectores: agrícola, alimentario y químico-farmacéutico; así como del sector de precisión y médico cuando los flujos son exportados en regímenes especiales.

Por su parte, otras condiciones como haber estado inactivo y una mayor distancia del socio, aumentan el riesgo de salida. Además, en los años de la crisis financiera mundial, 2008-2009, los riesgos de interrumpir la exportación aumentaron con respecto a los demás años. Este resultado da pie para suponer que un shock externo de la magnitud de la crisis podría revertir el efecto positivo generado por los TLC en la reducción del riesgo.

Las características propias de las empresas también podrían explicar la incidencia de salida del flujo. Alrededor de 0,20 y 0,25 de la varianza total de dejar de exportar el flujo se determina por la pertenencia a una misma empresa en el régimen definitivo y especial,

respectivamente. Vale la pena profundizar en este tema con variables a nivel de empresa, por ejemplo, productividad o uso de tecnología, que pueden jugar un papel en la duración de las exportaciones.

El coeficiente de correlación intraclase entre los flujos sugiere la presencia de heterogeneidad no observada, la cual no se considera en el modelo de Cox. La incidencia acumulada en el modelo de Cox es alrededor de una tercera parte del resultado del modelo logístico que incluye variabilidad intraclase en los flujos (dos componentes de varianza), y cerca de la mitad del modelo logístico que incluye variabilidad intraclase en los flujos y empresas (tres componentes de varianza).

Cuando se controla por la correlación intraclase dentro de la empresa se reduce la correlación a nivel de flujo, así como la magnitud del riesgo de salida estimado por los modelos que consideran solo la correlación entre los flujos. Este resultado parece sugerir la importancia de considerar que hay algún nivel de variabilidad no observada aportada por las empresas, que de no tomarse en cuenta produciría estimaciones de fuentes de varianza sesgadas.

Finalmente, según la prueba del AIC, el modelo logístico con tres componentes de varianza tiene un mejor ajuste al explicar la variable dependiente (cuando se incorpora la variabilidad atribuible a la empresa y al flujo), en comparación al modelo con dos componentes de varianza (cuando se incorpora solamente la variabilidad atribuible al flujo).

PRÁCTICA PROFESIONAL II

I. Introducción

A partir de mediados de la década de los años 80s, Costa Rica apostó por la apertura gradual de los mercados como estrategia para aumentar el crecimiento y el desarrollo económico. Políticas tales como la promoción de exportaciones y la atracción de Inversión Extranjera Directa (IED), impulsadas por medidas de desgravación unilateral de aranceles y firma de acuerdos y Tratados de Libre Comercio (TLC) bilaterales o multilaterales desde 1995, han propiciado una mayor vinculación con los mercados internacionales.

La apertura comercial ha contribuido en los cambios de la estructura productiva del país de los últimos años (Beverinotti, Chang, Corrales, & Vargas, 2014; Padilla & Alvarado, 2013). Las actividades agrícolas y de manufactura cedieron paso a la economía de servicios que representó cerca del 72% en 2016. Las exportaciones se diversificaron; además de la venta de bienes tradicionales, como café y banano, se incursionó en la venta de bienes agrícolas como piña y frutas tropicales, y en manufacturas de mediana y alta tecnología. Mientras que las exportaciones de servicios han llegado a representar cerca del 48% de las exportaciones totales del país.

El proceso de internalización, sin embargo, no ha sido homogéneo a través de los sectores (Brenes-Leiva, 2007; Leiva Bonilla, 2013). Actualmente se dice que esa disparidad está asociada con una brecha de la productividad entre las empresas de sectores orientados al comercio exterior y aquellos que no lo están (Beverinotti et al., 2014; OECD, 2017). Por ejemplo, el vínculo con las empresas de capital extranjero incrementa la productividad de las empresas locales (Alfaro-Urena, Manelici, & Vasquez, 2018; Sandoval, Monge, Vargas, & Alfaro-Urena, 2018); además, se dice que las empresas exportadoras son, en promedio, más productivas y pagan mejores salarios que las no exportadoras (Padilla & Alvarado, 2013).

Por otra parte, hasta la fecha, las preguntas sobre las posibles consecuencias de la apertura comercial en el bienestar han sido poco abordadas con metodologías cuantitativas en Costa Rica. Algunos estudios existentes generaron simulaciones con datos ex ante para estimar los impactos potenciales de Tratados de Libre Comercio (Abusada-Salah, Acevedo,

Aichele, Felbermyr, & Rodán-Pérez, 2015; Jansen, Morley, Torero, & IFPRI, 2008), mientras que los trabajos con datos *ex post* tienen limitaciones como poco número de observaciones (Koehler-Geib et al., 2014; Xirinachs, 2017).

Al igual que este país, otras economías en desarrollo, como Colombia, Brasil e India, han llevado procesos de liberalización del comercio en las últimas décadas. Para estos casos, algunos autores (Goldberg & Pavcnik, 2005; Kumar & Mishra, 2008; Pavcnik, Blom, Goldberg, & Schady, 2004; Paz, 2014) analizaron la relación entre la apertura del comercio y los salarios en los sectores económicos mediante un procedimiento en dos etapas con variable dependiente estimada.

Los modelos de variable dependiente estimada se denominan así cuando la variable dependiente es, por ejemplo, un promedio estimado, una proporción o coeficientes de regresión, que se construyen en una primera etapa a partir de las unidades de análisis (Lewis & Linzer, 2005). En la segunda etapa, la variable dependiente es medida con error al haber sido generada a partir de una estimación. Esto no afecta la consistencia de los coeficientes estimados en la segunda etapa, pero añade un componente de error a la estimación provocando una mayor varianza (Goldberg & Pavcnik, 2005). Una manera de proceder es aplicando mínimos cuadrados ponderados, de forma que se pueda asignar peso diferente a los sectores económicos según su varianza.

Los estudios antes mencionados encontraron distintos resultados, lo que sugiere que la relación empírica no es trivial. Un análisis de este tipo para el caso costarricense permitiría conocer, de forma general, si la apertura comercial, ha incidido en el diferencial salarial entre los sectores. Dado lo anterior, el objetivo principal de este trabajo es estimar la relación entre la prima salarial en los sectores económicos y la apertura comercial, mediante un procedimiento en dos etapas basado en modelos de mínimos cuadrados y datos de panel en el periodo 2001-2016. Los objetivos específicos del estudio son, primero, estimar la prima salarial que es atribuible a la afiliación de la actividad económica del trabajador, y segundo, estimar la relación entre las primas salariales y la apertura comercial de la actividad económica.

A continuación, en la sección 2 se presenta una breve reseña de la apertura comercial en Costa Rica; seguida por la revisión de literatura en la sección 3. En la sección 4 se muestran

los datos y la metodología utilizados para llevar a cabo el análisis estadístico. Seguidamente se presentan los resultados y una breve discusión en la sección 5, y finalmente se muestran las conclusiones del estudio en la sección 6.

II. Apertura del comercio en Costa Rica

El proceso de apertura económica de Costa Rica inició a mediados de la década de los 80s, luego de la crisis económica sufrida por el país en 1982. El país implementó una serie de reformas en pro de la modernización del Estado y la liberación económica con el fin de aumentar la producción nacional y procurar estabilidad económica (Lizano, 1999). La apertura comercial se vio reflejada en la aplicación de medidas para reducir el proteccionismo, promocionar las exportaciones y atraer Inversión Extranjera Directa (IED).

Una primera medida fue la desgravación unilateral de aranceles iniciada en 1986 y más tarde otras desgravaciones fueron implementadas en el marco de la incorporación al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) en 1991, y la integración a la OMC en 1995 (COMEX, 2012). Según Herrera citado por Lizano (1999), *“la tarifa arancelaria promedio se redujo de 27% existente en 1986, a 19,7% al concluir 1990”*... *“en años posteriores (1995) se adoptó la decisión de disminuir el “techo” arancelario del 20% al 15% y el “piso” de 5% a 1%”*.

La estrategia de atracción de IED en el país también inició en la década de los años 80s, con la creación de la Agencia para Promoción de Inversión (CINDE) y del régimen de Zonas Francas. El aumento de la inversión fue evidente a partir de 1990, pasando de representar en promedio el 1,5% del PIB en el periodo 1980-89 a 3,1% en la década de los 90s. En el periodo 2000-2015 la IED alcanzó un promedio por año del 5,6% del PIB. Además, el tipo de inversión varió, pasando de estar dirigidas principalmente a las industrias manufactureras, hacia los sectores de servicios en los últimos años (Sandoval et al., 2018).

Otras desgravaciones (bilaterales y multilaterales) siguieron como resultado de los compromisos asumidos por el país al firmar Tratados de Libre Comercio (TLC) con varios socios comerciales. Con excepción del TLC con el Mercado Común Centroamericano

(MCCA) firmado en 1963, el resto de los tratados comerciales se firmaron a partir de 1995 iniciando con México, luego Canadá (2002), Chile (2002), República Dominicana (2002), Comunidad del Caribe (CARICOM, 2005) y Panamá (2008)¹⁵. Luego siguieron Estados Unidos de América (CAFTA-DR, 2009)¹⁶, China (2011), la Unión Europea¹⁷ (AACUE, 2013), Perú (2013), Singapur (2013), la Asociación Europea de Libre Comercio (AELC, 2014) y Colombia (2016). Además, desde 1997, en conjunto con 28 países de la OMC, Costa Rica se suscribió al acuerdo plurilateral sobre Tecnologías de la Información (ATI), con el cual se eliminaron los aranceles de una lista específica de productos industriales como automotrices, textiles y prendas de vestir, y productos farmacéuticos. Junto con la firma del CAFTA-DR también se liberalizó el mercado de telecomunicaciones y seguros, permitiendo la entrada de empresas privadas para competir por el mercado interno.

Las medidas anteriores contribuyeron en la promoción de las exportaciones, así como a la importación de bienes de consumo, capital y materias primas. En suma, en 2016 el comercio con los socios que mantenían tratados vigentes representó el 93,8% de las exportaciones y 82,0% de las importaciones totales del país (COMEX, 2017). Además, las exportaciones de servicios tuvieron un aumento gradual, llegando a ocupar cerca del 50% de las exportaciones totales del país en los últimos años.

III. Revisión de literatura

La apertura del comercio y la inversión es una estrategia que muchos países han seguido con el fin de promover el crecimiento de la economía y el bienestar de los habitantes. Los países desarrollados fueron los primeros en dar el paso y, gradualmente, lo han hecho los países en desarrollo. Muchos de los episodios de liberalización de estos últimos iniciaron a partir de 1980 y 1990 (Goldberg & Pavcnik, 2007). Parte de las medidas aplicadas por los países latinoamericanos que fueron en esa dirección se pueden resumir en

¹⁵ En 1973 Costa Rica firmó un Protocolo bilateral con Panamá que estuvo vigente hasta diciembre 2008, luego de la firma del TCL entre ambos países.

¹⁶ Costa Rica gozaba ya de preferencias arancelarias sobre bienes seleccionados para exportar a Estados Unidos desde 1984 con la Iniciativa de la Cuenca del Caribe (Padilla & Alvarado, 2013).

¹⁷ La Unión Europea otorgó preferencia a las exportaciones del país por el Sistema Generalizado de Preferencias (SGP plus) desde 2005 (Padilla & Alvarado, 2013).

desgravaciones arancelarias (Szekely & Sámano, 2012) y atracción de inversión extranjera directa.

Las medidas en pro de la apertura pueden tener implicaciones económicas y sociales en los países; una de ellas son los posibles cambios en la distribución del ingreso. Partiendo de una idea general, se dice que una mayor apertura del comercio en los países en desarrollo incrementa la eficiencia y reduce la desigualdad salarial (Milanovic & Squire, 2007; Wood, 1997). La teoría económica neoclásica se basa en la premisa de que, con el comercio, los países se especializarán en la producción de los bienes en los que tengan ventaja comparativa, es decir, aquellos que producen con menor costo de oportunidad.

Los países en desarrollo, al tener una mayor dotación de trabajo no calificado en relación con los países desarrollados, se especializarán en la producción de bienes “A” que requieren un uso intensivo de mano de obra no calificada y podrán intercambiarlos por bienes “B”, intensivos en trabajo calificado, que serán producidos por los países desarrollados. Según el teorema Stolper-Samuelson (Stolper & Samuelson, 1941), el aumento en la demanda de “A” llevará a una equiparación entre los salarios de los trabajadores calificados y no calificados en el país en desarrollo (Leamer, 1995; Wood, 1997).

El razonamiento de fondo sugiere que, en el país en desarrollo, a medida que pase de producir ambos bienes a especializarse en “A”, aumentará la demanda de trabajo no calificado relativa a la demanda de trabajo calificado, por lo que el pago relativo del factor no calificado tendrá un aumento. Aunque asumiendo competencia perfecta, dotaciones totales de factores fijas en la economía y movilidad de los factores entre industrias, el equilibrio del pago a los factores (trabajo calificado y no calificado) es igual a través de las industrias y el pago al factor es igual al producto marginal en la industria. El comercio bajará el precio relativo de “B” en el país en desarrollo, que enfrenta competencia por las importaciones en ese bien. En conclusión, la economía en desarrollo produce más A y menos B. El menor uso del trabajo calificado implica menor producto marginal de ese factor en ambas industrias y una reducción del salario real, medido en términos del otro bien.

Lo anterior se daría en un contexto de libre movilidad de los factores, tal como lo plantea el modelo de Hecksher-Ohlin (HO), en el que el trabajo, el capital y la tierra pueden usarse libremente (sin costos ni restricciones) dentro del país, en una industria u otra (Ohlin, 1933). Este modelo afirma que una reforma comercial debería afectar solo a los rendimientos de la economía en general, pero no a los rendimientos específicos de la industria, ya que todos los factores de producción son móviles a través de los usos (Pavcnik et al., 2004).

Una versión alternativa al modelo HO, conocida como modelo de factores específicos, asume también los supuestos del modelo HO, excepto que considera uno de los factores como específico o fijo (Borkakoti, 1998); un supuesto que podría ser más realista en el corto plazo. Este modelo, también llamado Ricardo-Viner, permite representar los efectos en el corto plazo por cambios en las condiciones de la economía, tales como una reducción de las barreras al comercio, sobre el retorno a los factores, la distribución del trabajo y la producción (Suranovic, 2010a).

La derivación hecha por Rober Jones (1971), del efecto de la apertura comercial¹⁸ en el retorno de los factores de producción en el modelo de factores específicos, predice que el retorno real al factor con asignación fija caerá en la industria que enfrente competencia por importaciones, mientras que aumentará en el sector exportador (Suranovic, 2010a). En un modelo de dos bienes, si el precio del bien exportado aumenta debido al comercio, a partir de esto, los beneficios de las empresas aumentarían en ese sector mientras que los salarios y el pago al capital se ajusta. El valor del producto marginal en las exportaciones será superior al salario, lo cual llevará a contratar más trabajadores en las firmas y un mayor pago de salario. Puesto que el modelo asume que el trabajo es homogéneo, el sector que enfrenta competencia por importaciones tendrá que aumentar los salarios para no quedarse sin trabajadores. El ajuste se da cuando el salario en el sector exportador iguale al producto marginal.

Sin embargo, cuando no hay movilidad del factor, los trabajadores del sector importador deberán enfrentar menores salarios debido a que, por las importaciones, los

¹⁸ Que plantea un aumento en el precio de los bienes exportados y una disminución en el precio de los bienes importados.

precios de los bienes para competir serán más bajos y, por ende, lo serán los beneficios en el sector productor, lo que provoca menor pago al factor. Por ejemplo, los trabajadores no calificados difícilmente se moverán a sectores más intensivos en mano de obra calificada en el corto plazo y tendrán que enfrentar un precio menor por el trabajo en el sector importador mientras estos logran adquirir las habilidades necesarias. Este resultado indica que cuando un factor de producción es inmóvil entre industrias, un acercamiento al libre comercio causará una redistribución del ingreso, de manera que algunos grupos perderán y otros ganarán (Suranovic, 2010a). Por otra parte, si se asumiera libre movilidad del trabajo, el salario real crecería con respecto a las compras de importaciones y decrecería con respecto a las de exportaciones (Suranovic, 2010b).

Otros modelos argumentan un incremento en la brecha entre los salarios de los trabajadores calificados y no calificados en los países en desarrollo a través del “outsourcing” (importación de bienes intermedios por empresas domésticas). De forma que la importación de insumos intermedios intensivos en mano de obra no calificada contribuiría al incremento relativo de la demanda por mano de obra calificada dentro de las industrias y, por lo tanto, al aumento en la desigualdad entre los salarios de los trabajadores calificados y no calificados (Feenstra & Hanson, 1996; Milanovic & Squire, 2007). Por otra parte, un enfoque moderno basado en el modelo de firmas con productividad heterogénea, que amplía el modelo incluyendo heterogeneidad en el capital humano y en el tamaño de los costos fijos de exportación, propone que la desigualdad en los salarios se da sobre todo entre empresas y ocupaciones dentro de los sectores y no entre ellos, y que la dispersión salarial es debida a un mecanismo de autoselección de las empresas en el comercio internacional (Helpman, Itskhoki, Muendler, & Redding, 2017).

En estudios aplicados, la relación entre la política comercial y la distribución de los ingresos ha sido revisada en varios países en desarrollo mediante enfoques de equilibrio general y parcial, con el uso de métodos cuantitativos. Mediante un enfoque de modelos de equilibrio general, este tema se estudió empíricamente en Argentina (Porto, 2006), México (Nicita, 2009) y Chile (Finot, LaFleur, & Durán, 2011). La metodología usada en estos estudios conecta la política comercial con los precios y, a través de éstos, con el bienestar de los hogares. En este último paso, los hogares pueden ser afectados en sus ingresos por

los posibles cambios en los precios de los bienes transables y no transables, y los salarios. La metodología incorpora la estimación de parámetros de elasticidad y efectos en los precios con regresiones lineales.

Los resultados de estos trabajos sugieren que en el corto plazo las políticas comerciales beneficiaron al hogar promedio en Argentina y Chile, y mayormente a los hogares pobres, a través del aumento de los ingresos salariales y la reducción en los precios de los bienes. En México se encontraron beneficios agregados, que cuando se observan por niveles de ingreso y región sugieren que los hogares ricos y de las áreas urbanas y cercanas a la frontera con los Estados Unidos se beneficiaron relativamente más (Nicita, 2009).

Por otro lado, varios estudios se basan en el enfoque de modelos de equilibrio parcial, que es menos restrictivo en sus supuestos y puede ser usado para explotar datos a nivel micro (Finot et al., 2011; Milanovic & Squire, 2007). Este enfoque usualmente relaciona datos de comercio internacional con otros provenientes de encuestas de hogares, encuestas de gasto y consumo, y precios. En ésta línea, algunos trabajos estudiaron los efectos de la apertura sobre los salarios basados en un modelo de corto plazo, como el de factores específicos, en los países en desarrollo de India (Kumar & Mishra, 2008), Brasil (Pavcnik et al., 2004) y Colombia (Goldberg & Pavcnik, 2005; Paz, 2014). En todos se midió la apertura comercial como la reducción de aranceles a nivel sectorial; se estudió su relación con la prima salarial percibida por los trabajadores del respectivo sector a través del tiempo mediante el método de mínimos cuadrados en dos etapas.

Los resultados difieren entre países. En Brasil, no se encontró evidencia de que los cambios en la apertura comercial contribuyeran significativamente a los cambios en la prima salarial percibida por los trabajadores con características similares entre sectores. En Colombia, se encontró una relación positiva entre el proteccionismo comercial y el aumento de los salarios relativos de los trabajadores, concluyendo que las rentas de la industria se ven reducidas por la apertura comercial. Contrario a estos hallazgos, en India, donde la reducción de aranceles se relaciona con incrementos salariales los sectores con mayor apertura eran aquellos con más trabajadores no calificados que vieron aumentar su ingreso relativo. Sin embargo, otro estudio en India basado también en un marco de

regresiones (Tapalova, 2007), señala que la liberalización llevó a un incremento de la tasa y brecha de la pobreza en los distritos rurales de ese país.

En general, la evidencia empírica disponible en este tema es mixta (Dorn, Fuest, & Potrafke, 2018) y no genera conclusiones definitivas sobre la relación entre la globalización y la desigualdad (Milanovic & Squire, 2007). Las diferencias entre los resultados de los diversos estudios en esta materia pueden deberse al uso de distintas definiciones de las variables de interés, diferentes medidas de las variables de apertura y desigualdad, diferentes especificaciones (relaciones expresadas en niveles o en diferencias) y variaciones en el periodo analizado (Milanovic & Squire, 2007). Además, es importante considerar las condiciones iniciales del país en términos del nivel de ingreso y las reformas a la estructura de protección sectorial, así como otras reformas que puedan ser contemporáneas a la reforma comercial (Milanovic & Squire, 2007) y los distintos canales que podrían explicar la experiencia reciente de los países en desarrollo (Goldberg & Pavcnik, 2007).

IV. Metodología y datos

4.1 Metodología

Para estudiar la relación entre la apertura comercial y los salarios en Costa Rica se utiliza un procedimiento que ha sido aplicado en varios países en desarrollo (Goldberg & Pavcnik, 2005; Kumar & Mishra, 2008; Pavcnik et al., 2004; Paz, 2014). Este consta de dos etapas: la primera consiste en calibrar una ecuación de salarios para cada año, que estime los diferenciales salariales atribuibles a la afiliación sectorial de los trabajadores y la segunda plantea estimar una ecuación en la cual los diferenciales salariales, es decir los coeficientes de los sectores estimados en la primera etapa, son la variable dependiente y la variable independiente es una medida de apertura comercial. Ambas etapas se describen a continuación.

4.1.1 Ecuación de salarios

En esta etapa se estima, para cada año, una ecuación del salario de los trabajadores mediante un modelo de regresión lineal múltiple. Los modelos de regresión lineal múltiple permiten estimar la relación lineal entre una variable dependiente o explicada, y una serie de k variables independientes o explicativas. El modelo general de regresión múltiple se puede expresar como (Gujarati, 2003; Wooldridge, 2009):

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1)$$

Donde α es el intercepto o valor constante de y cuando las demás variables asumen el valor de cero. Los β_k son los coeficientes llamados pendientes, que pueden ser interpretados como el cambio en y debido a un cambio en la respectiva variable x_k , cuando todo lo demás está constante. i representa la i -ésima observación y u es el término de error en la relación, que representa otros factores que no son x que afectan y .

La ecuación (1) es una expresión resumida del set de ecuaciones para las n observaciones que pueden ser representadas en un sistema de ecuaciones como (2), tal que hay un vector columna de observaciones de la variable dependiente denominado Y , una matriz de datos de n observaciones para las k variables explicativas, y una columna de 1 que representa el término del intercepto, β es el vector columna de los k parámetros y el intercepto α que serán estimados. Finalmente, u es el vector columna de n términos de error.

Puesto que los parámetros poblacionales, β , no se pueden observar, el procedimiento consiste en estimarlos ($\hat{\beta}$), basándose en datos muestrales. Esto se puede llevar a cabo con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que consiste en escoger una función de regresión muestral con la cual la suma de residuos al cuadrado sea lo más pequeña posible. Los residuos son una estimación del error \hat{u} .

$$\begin{array}{c}
 \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \dots & x_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix} \\
 Y = \qquad \qquad \qquad X \qquad \qquad \qquad \beta + u \\
 n \times 1 \qquad \qquad n \times (k+1) \quad (k+1) \times 1 \quad n \times 1
 \end{array} \tag{2}$$

Siguiendo con la notación matricial, la función de regresión muestral y la suma de residuos al cuadrado están representadas por las expresiones (3) y (4), respectivamente. Además, utilizando algebra matricial, el resultado de MCO se puede obtener como la expresión (5).

$$Y = X \hat{\beta} + \hat{u} \tag{3}$$

$$\hat{u}'\hat{u} = (y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta}) \tag{4}$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \tag{5}$$

En este caso específico, la ecuación del salario estaría expresada como (6); la variable dependiente es el logaritmo del ingreso del trabajador i , $\ln(w_{ij})$, explicado por un vector de variables X_{ij} , que representan las características del trabajador (como sexo, edad, zona de residencia y educación), y las de su trabajo (como tipo de ocupación, categoría de ocupación, número de trabajadores y tipo de local). Además, incluye un vector de variables dicotómicas de rama de actividad (D_{ij}), que indican el sector económico j , en el que labora el trabajador i .

$$\ln(w_{ij}) = X_{ij}\beta_X + D_{ij}\delta_D + u_{ij} \tag{6}$$

β_X es el vector de coeficientes de las características del trabajador y su trabajo, y δ_D es el vector de coeficientes del sector. Este último representa las diferencias salariales de cada sector con respecto a un sector base y captura la parte de la variación en el salario que no es

explicada por las características del trabajador. Sin embargo, para dar un mayor sentido económico a su interpretación, algunos autores (Haisken-DeNew & Schmidt, 1997; Suits, 1984) recomiendan la renormalización de los coeficientes estimados ($\hat{\delta}_j$) expresándolos como desviaciones de un promedio ponderado por el peso de cada sector en el empleo.

A partir de la estimación de la ecuación (6) se puede sumar una constante c a cada coeficiente estimado $\hat{\delta}_j$, incluyendo el coeficiente cero de la industria que se usó de base, para obtener un set de coeficientes con las mismas propiedades estadísticas que en (6), que no alterarían la suma de residuos calculada en la ecuación original, pues c se resta del intercepto $\hat{\alpha}$ (Suits, 1984). Los nuevos coeficientes ($\hat{\delta}^*$) muestran la medida en que el salario promedio de los respectivos sectores se desvía del promedio nacional y puede interpretarse como la diferencia proporcional en los salarios de un trabajador en una industria determinada en relación con el trabajador promedio de todas las industrias con las mismas características observables (Goldberg & Pavcnik, 2005).

El procedimiento detallado de la normalización de los coeficientes y sus errores estándar se puede revisar en Haisken-DeNew & Schmidt (1997). En resumen, se forma una combinación lineal del vector de coeficientes ($\hat{\delta}$) y de una matriz (W) que contiene los vectores de pesos en el empleo (w) de los j sectores, con $w = (0, w_1, \dots, w_j)'$.

$$\hat{\delta}^* = \hat{\delta} - (-w, w, \dots, w)' \hat{\delta} \quad (7)$$

$$\hat{\delta}^* = [I - W] \hat{\delta}$$

$\hat{\delta}^*$ es un vector con valores tales que su promedio ponderado por el empleo sea igual a cero, $w' \hat{\delta}^* = 0$. Además, conociendo la matriz de variancias y covarianzas de $\hat{\delta}$, que se expresa como $\widehat{V}(\hat{\delta})$, se tiene que la matriz de variancias y covarianzas de $\hat{\delta}^*$ se obtiene así:

$$V(\hat{\delta}^*) = [I - W][V(\hat{\delta})][I - W]' \quad (8)$$

Los mismos resultados se pueden obtener aplicando una restricción lineal adecuada mediante un procedimiento de mínimos cuadrados restringidos (Greene & Seaks, 1991).

4.1.2 Ecuación de diferenciales salariales

En la segunda etapa, se utilizan los diferenciales salariales, con normalización, luego de haber sido estimados en la primera etapa para cada sector y año. La ecuación (9) representa los diferenciales o primas salariales (δ^*_{jt}) que conforman la variable dependiente que es explicada por una variable de apertura comercial (A_{jt}) y otras características de los sectores que varían en el tiempo (Z_{jt}) que podrían estar correlacionadas con la apertura comercial y los diferenciales salariales. β_A es el efecto de la apertura comercial en los salarios y β_Z son los coeficientes de las demás variables de sector. Además, si hay factores no observables de los sectores que permanecen fijos en el tiempo, estos serían considerados al aplicar variables indicadoras o efectos fijos por sector (α_j). El supuesto de identificación que se requiere en este enfoque es que los factores no observables variables que afectan los diferenciales salariales de los trabajadores no estén correlacionadas con la política comercial (Goldberg & Pavcnik, 2005).

$$\delta^*_{jt} = \alpha_j + A_{jt}\beta_A + Z_{jt}\beta_Z + u_{jt} \quad (9)$$

Un asunto importante a considerar en la segunda etapa es que la variable dependiente proviene de una estimación, por lo que su medición incorpora ya un grado de error, que se reconoce como la presencia de heterocedasticidad, y que, por lo tanto, ocasiona estimaciones sesgadas de la varianza y los errores estándar (Lewis & Linzer, 2005). Si los pesos de cada sector fueran relativamente similares, entonces los resultados de la estimación de MCO estarían muy cerca de ser eficientes. Sin embargo, si no lo son, se puede aplicar el método de mínimos cuadrados ponderados (MCP) para corregir el problema. Goldberg & Pavcnik (2005) usan la inversa de la varianza de las primas salariales estimadas en la primera etapa como pesos, de forma que se asigne una mayor ponderación a los sectores con menor variancia en los diferenciales salariales.

4.2 Datos

4.2.1 *Datos de Encuesta de Hogares*

Los datos para el análisis cuantitativo provienen de distintas fuentes de información. Primero, se utilizaron variables a nivel de individuo de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM) para cada año del periodo 2001-2009 y de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) del periodo 2010-2016. Ambas encuestas fueron elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Costa Rica, ente que llevó a cabo la recopilación de datos de viviendas, hogares y personas a partir de una muestra probabilística de las viviendas de todo el país en el mes de julio de cada año. Es importante tener en cuenta que entre estas dos encuestas hubo cambios metodológicos¹⁹ que podrían hacer que las cifras no sean estrictamente comparables entre periodos (INEC, 2010).

Las encuestas contienen características demográficas de todas las personas del hogar y del empleo de los miembros ocupados. Entre las variables demográficas disponibles se utilizaron el sexo, edad, región de residencia y nivel de instrucción. De las variables relacionadas con la ocupación principal de la persona se dispuso de datos del salario percibido por semana, número de horas trabajadas, grupo de ocupación, categoría ocupacional, lugar de trabajo (número de trabajadores, lugar o establecimiento donde se realizan a las actividades) y rama de actividad a dos dígitos según la Clasificación Internacional Industrial Uniforme (CIU).

Con los datos del salario y del número de horas trabajadas se construyó la variable de salario por hora. Además, esta variable se expresó en precios constantes, del año 2015, aplicando el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Se crearon variables dicotómicas para agrupar los niveles de instrucción en ningún grado y primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, universidad (parauniversitaria o pregrado) y posgrado. Las categorías ocupacionales consideradas fueron patrono, cuenta

¹⁹ “La ENAHO se diferencia de la EHPM en la indagación más amplia de los ingresos recibidos por trabajo asalariado, la diferenciación del ingreso independiente según sector de actividad y una mayor especificación de rubros de ingresos provenientes de rentas de la propiedad y transferencias regulares” (INEC, 2010).

propia, empleado del Estado y empleado de empresa privada; se excluye el empleo doméstico considerando que los salarios en este grupo probablemente no tienen una relación directa con la apertura comercial a través del mercado laboral.

Los grupos de ocupación están representados en las variables dicotómicas de directivos, profesionales, técnicos, administrativos, vendedores, agricultores, operadores de maquinaria y personal no calificado. Además, a partir de los datos del número de trabajadores de la empresa se crearon variables dicotómicas para los trabajos con 1 empleado, de 2 a 3 empleados, de 4 a 9 empleados, de 10 a 20 y más de 20 empleados. Finalmente, la información del establecimiento del trabajo se representa mediante una variable dicotómica que asume el valor de 1 si el trabajo se realiza en una finca, empresa, local independiente, o el valor de 0 en caso contrario.

Por su naturaleza, se podría esperar que algunos sectores económicos enfrenten una leve o nula afectación debido a la apertura comercial por la vía del mercado laboral, por lo que su inclusión no adicionaría ningún valor en las estimaciones, así que se descartan las actividades de: (84)²⁰ administración pública y la defensa, planes de seguridad social de afiliación obligatoria, (97) actividades de los hogares en calidad de empleadores de personal doméstico, (98) actividades indiferenciadas de producción de bienes y servicios de los hogares privados para uso propio, (99) actividades de organizaciones y órganos extraterritoriales.

También se descartaron del análisis los sectores con poca o nula participación en el mercado laboral costarricense como (05) extracción de carbón y lignito, extracción de turba, (06) extracción de petróleo crudo y gas natural, y (09) actividades de apoyo a la explotación de minas. Además, para evitar la presencia de valores atípicos en las estimaciones no se tomaron en cuenta las personas con edad inferior a 15 años o superior a 70 años, así como tampoco el 1% de los trabajadores con ingresos más altos y el 1% con ingresos más bajos. Como resultado, en el periodo se cuenta con muestras de entre 11.300 a cerca de 15.400 trabajadores en un año, con información disponible en todas las variables antes mencionadas.

²⁰ Código CIIU a dos dígitos.

Otras características que podrían explicar los salarios son, por ejemplo, el número de años que la persona ha trabajado, o los años de experiencia en el trabajado actual; sin embargo, estos datos no estaban disponibles para todos los años. Estas variables, al igual que la condición de formalidad, están disponibles a partir del 2010 en las ENAHO, mas no en las EHPM.

4.2.2 *Medidas de apertura comercial*

Debido a la complejidad del proceso de apertura comercial, representarlo en una sola variable no es tarea sencilla. Gran cantidad de estudios han aplicado medidas de cantidad, como volumen del comercio, mientras que en otros utilizaron instrumentos de política, como los niveles arancelarios (Milanovic & Squire, 2007). Por su parte, las variables que miden barreras no arancelarias son todavía menos comunes. En este trabajo se utiliza una variable de política, arancel de importación, y una segunda opción que mide la participación del capital extranjero en el mercado laboral.

4.2.2.1 *Arancel promedio de importación*

Los datos de aranceles se tienen por rama de actividad económica (sector) del CIIU a 2 dígitos y fueron proporcionados por el Ministerio de Comercio Exterior (COMEX) para los años 1995 y 2001-2016. Para esos años, el nivel más desagregado del arancel se encuentra por línea arancelaria (8 dígitos), sin embargo, su correspondencia con los sectores del CIIU se lleva a cabo a nivel de subpartida (6 dígitos). En cada rama de actividad económica los aranceles cobrados a los bienes importados pueden diferir por producto y país (lugar de origen de la mercancía), por lo que debe escogerse una media de arancel por sector que represente el nivel de impuestos de aduanas que enfrentan los productos importados.

Por este motivo, se estima el arancel promedio se estima de tres maneras distintas. El arancel promedio simple-simple se calcula como el promedio simple de los aranceles – nación más favorecida (NMF) y preferencial – cobrados a los distintos socios en cada línea

arancelaria, y luego se calcula el promedio simple de todas las subpartidas dentro de una misma rama. Este arancel otorga el mismo peso en el arancel a todos los países y a todos los bienes en el sector, sin considerar el nivel de comercio. Una segunda forma de calcularlo es con el arancel promedio ponderado-simple, que se calcula como el promedio de los aranceles NMF y preferencial cobrados a los distintos socios en cada línea arancelaria ponderado por las importaciones del bien desde el socio respectivo, y luego se calcula el promedio simple de todas las subpartidas dentro de una misma rama. Este arancel otorga un mayor peso a los aranceles que se cobran a los socios de donde se importa más valor, aunque otorga el mismo peso a todas las subpartidas dentro del sector. Finalmente, el arancel ponderado-ponderado se calcula como el promedio de los aranceles -NMF y preferencial - cobrados a los distintos socios en cada línea arancelaria ponderado por el valor de las importaciones del bien, y luego se calcula el promedio simple de todas las subpartidas dentro de una misma rama ponderado por el valor de las importaciones de cada producto en el sector.

4.2.2.2 *Presencia extranjera*

La medida anterior tiene la finalidad de representar la apertura comercial que Costa Rica ha llevado a cabo en las industrias de bienes. Sin embargo, parte de la liberalización comercial ha consistido también en la apertura del mercado de servicios. En los últimos años las exportaciones de servicios han variado considerablemente, no obstante, no se dispone de esos datos a nivel de sector. Por otra parte, los servicios rara vez presentan barreras arancelarias, sino más bien barreras no arancelarias; es un desafío compilar la información a ese nivel de agregación. Alternativamente, una de las acciones implementadas bajo la óptica de integrar al país con los mercados internacionales fue la estrategia de atracción de IED que se llevó a cabo desde 1985. Lamentablemente, estos datos tampoco están desagregados a nivel de sector CIIU a 2 dígitos. En su lugar, se utiliza una variable proxy de la presencia extranjera en el sector construida por el BCCR para el

periodo 2005-2016. Esta variable mide la participación relativa de trabajadores en empresas de capital extranjero con respecto al total de trabajadores en el sector.

4.2.3 *Variables de control*

Se utilizaron dos indicadores de comercio. El primero es un indicador de exportaciones que se calculó como la proporción del valor de las exportaciones sobre el valor total de las ventas (locales y externas) por rama de actividad económica. El segundo es un indicador de importaciones que se calculó como la proporción que representa el valor de las importaciones sobre el valor total de las ventas (locales y externas) más las importaciones por rama de actividad económica. Los datos de comercio fueron suministrados a nivel de sector por el COMEX y las ventas, también agregadas a este nivel, fueron generados por el BCCR para el periodo 2005-2016.

También se dispone de variables de productividad y concentración de mercado, a nivel de rama de actividad, generadas por el BCCR. La productividad fue calculada por el BCCR como el promedio de la productividad por trabajador al año de las empresas dentro del sector. La concentración de mercado en el sector es medida mediante el Índice Herfindahl-Hirschman²¹ que asume valores entre cero (situación de libre mercado) y uno (máxima concentración del mercado).

V. Resultados

5.1 Primera etapa: estimación de las primas salariales

5.1.1 *Estadísticas descriptivas de la población ocupada*

²¹ El Índice Herfindahl-Hirschman se calcula mediante la fórmula $IHH = \sum \left(\frac{v_{ij}}{V_j} \right)^2$, donde V_{ij} son las ventas de la empresa i en el sector j , y V_j son las ventas totales en el sector j .

Las características de la población ocupada por año se muestran en el Cuadro 1A. Los datos provienen de las encuestas de hogares del INEC realizadas entre 2001-2016. El análisis en adelante se basa en muestras de entre 11.300 a cerca de 15.400 trabajadores en un año, con información disponible en todas las variables consideradas.

EN el periodo del 2001 al 2016, el salario promedio por hora creció cerca de un tercio (568 colones en términos reales²²). En ese mismo periodo, la edad promedio de la población ocupada pasó de 35 a 39 años y la participación femenina en ocupaciones creció 3 puntos porcentuales en comparación con la población masculina. La región central aportó 66% de los trabajadores o más en el periodo. Además, hubo una disminución del porcentaje de personas ocupadas con niveles de instrucción de primaria completa o menos y un aumento en los niveles de instrucción de educación secundaria y universitaria. También, las ocupaciones de agricultura, trabajos no calificados y operadores de maquinaria disminuyeron relativamente, mientras que aumentaron las clasificadas en ventas, administración y puestos profesionales. En las categorías de ocupación se observa una disminución relativa en el grupo de patronos y cuenta propia ante un aumento en el porcentaje de empleo en empresa privada.

5.1.2 *Estimación de las primas salariales*

5.1.2.1 *Variable dependiente*

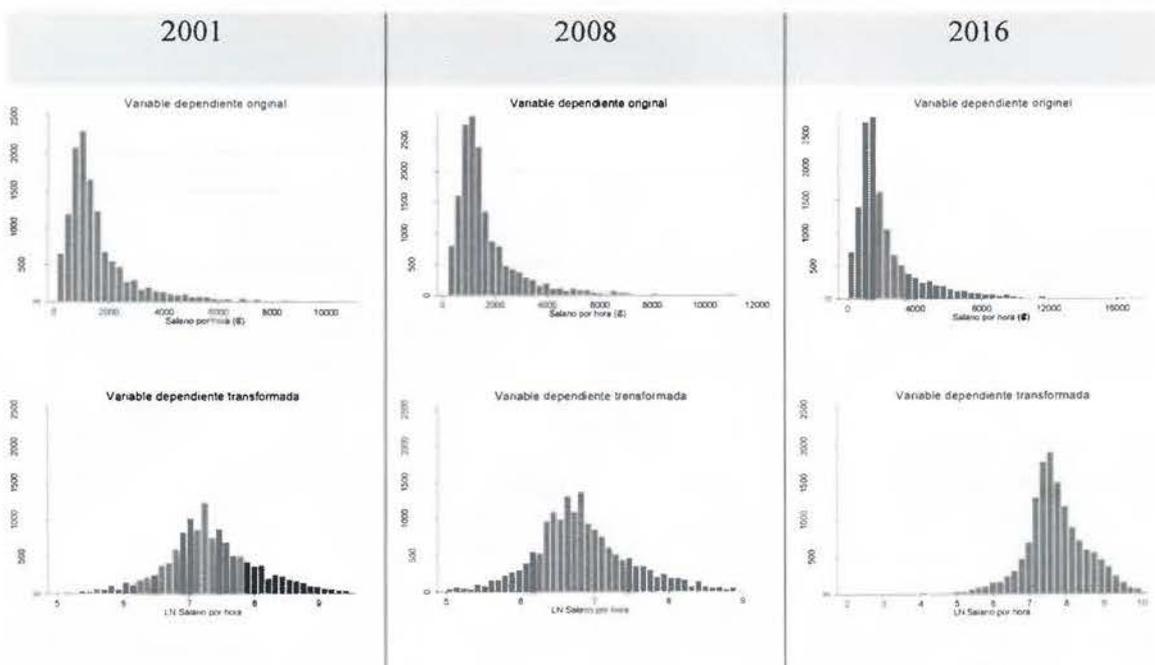
Primero, se plantean las ecuaciones de salarios para estimar las primas salariales por sector y año, estimando un modelo de regresión lineal mediante MCO. La variable dependiente es el salario por hora, a la cual se le aplica una transformación logarítmica para mejorar la normalidad de su distribución (Zumel & Mount, 2014). Esta transformación suele representar mejor el comportamiento de las variables monetarias, en las cuales los cambios al inicio de la distribución suelen ser diferentes que aquellos que ocurren en el

²²El salario por hora se expresó en precios constantes del año 2015.

centro o al final de ésta. Por ejemplo, un aumento de 1000 colones en el salario no representa lo mismo si se parte de un monto de 50.000 colones que de 500.000 colones.

La Figura 3 contiene tres pares de gráficos que muestran la distribución de la variable “salario por hora” expresada en colones constantes del 2015 (gráficos superiores) y en logaritmo natural (gráficos inferiores) en tres años específicos, 2001, 2008 y 2016. En los tres años, la distribución de la variable en colones no parece ser normal pues la curva tiene un sesgo hacia la izquierda, indicando una alta concentración de salarios en valores más bajos. Por el contrario, la distribución de la variable expresada en logaritmo natural es muy simétrica, lo que sugiere normalidad.

Figura 3. Distribución de la variable dependiente original y transformada



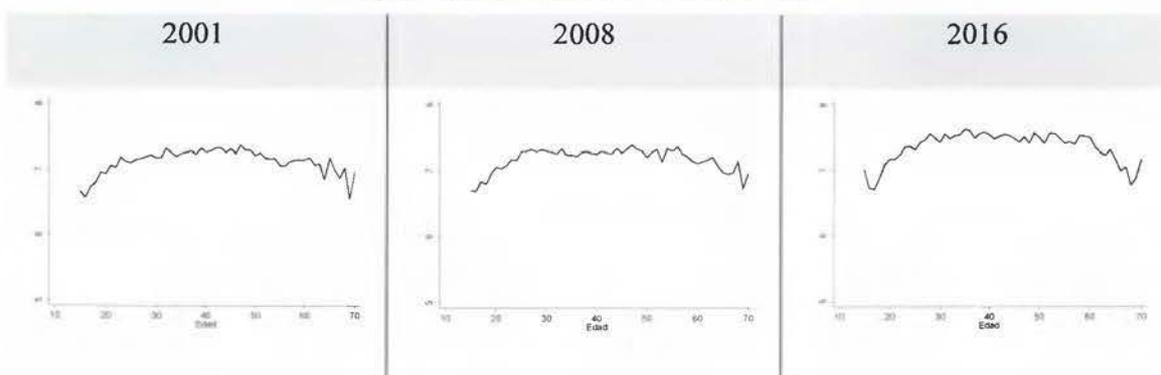
Nota: los gráficos superiores muestran el histograma de la variable “salario por hora” en colones constantes del 2015, para tres años específicos, 2001, 2008 y 2016. Los gráficos inferiores muestran el histograma del logaritmo natural del salario por hora para 2001, 2008 y 2016.

Fuente: elaboración propia con base en datos del INEC.

5.1.2.2 Variables explicativas

Tal como se describe en la sección metodológica, para explicar el *salario* de los trabajadores (logaritmo del salario por hora) de los trabajadores se incluyeron características demográficas (edad, edad al cuadrado, sexo y región de residencia) y características de la ocupación como grupo y categoría ocupacional, cantidad de trabajadores en la empresa y si el local es independiente. Los resultados se muestran en el Anexo 13 y Anexo 14. El salario aumenta con la edad (relación positiva), pero crece cada vez menos; esto se debe a la existencia de rendimientos marginales decrecientes. La Figura 4 muestra la curva cóncava que representa esta relación en la que a edades tempranas el salario aumenta con la edad, pero cerca de los 45 años, el salario promedio decrece.

Figura 4. Relación entre salario y edad



Nota: los gráficos muestran la relación entre la edad y el promedio del "logaritmo natural del salario por hora" para los años 2001, 2008 y 2016.

Fuente: elaboración propia con base en datos del INEC.

Los coeficientes estimados de las variables demográficas tienen el signo esperado: el salario de los hombres es mayor con respecto al de las mujeres, y el de los habitantes de la región central es superior al de las demás regiones. Todos los coeficientes de las variables dicotómicas de cada nivel de instrucción son mayores con respecto al grupo de primaria incompleta o menos (grupo base) y la diferencia es mayor cuanto más alto sea el nivel de instrucción. Las ocupaciones de directivos, profesionales, técnicos, administrativos y manufacturas calificadas reciben un salario superior al percibido por los puestos no

calificados; la diferencia es mayor en puestos directivos y profesionales. Mientras que el salario de las ocupaciones agrícolas es igual o inferior al de los empleados no calificados. Las categorías de ocupación de empleado del estado, cuenta propia y patronos reciben un pago superior que los empleados del sector privado (grupo base). Mientras que los empleados en empresas de más de un trabajador tienen un pago promedio superior al de trabajadores en empresas unipersonales (grupo base).

La medida de bondad de ajuste del modelo, R^2 , indica que el modelo en su conjunto explica entre 38% y 47% de la variabilidad total del logaritmo del salario por hora dependiendo del año bajo análisis. Además, en todos los modelos estimados, la prueba F de significancia global de los coeficientes rechaza la hipótesis nula de que todos los coeficientes son simultáneamente iguales a cero. Sin embargo, si en lugar de asumir muestreo irrestricto aleatorio (MIA) se asume el diseño probabilístico estratificado en dos etapas de las encuestas de hogares, no hay cambios en los coeficientes, pero sí hay cambios en el error estándar estimado. Bajo el diseño complejo, el error estándar es más grande que asumiendo un MIA y, aunque individualmente, en algunos casos la significancia de las pendientes puede cambiar, la conclusión de aplicar la prueba F se mantiene.

La comparación temporal de los coeficientes de algunas variables muestra cambios en el periodo. Hubo un incremento en la brecha salarial entre hombres y mujeres. Además, el retorno a la educación aumentó, principalmente para los niveles de secundaria completa, pregrado y universidad completa; este es un resultado consistente con los hallazgos en Colombia (Goldberg & Pavcnik, 2005).

En los coeficientes de las variables indicadoras de sector, o primas salariales, se observa que algunos sectores han mantenido en el periodo un salario relativo alto consistentemente, tales como en actividades relacionadas con la salud humana, transporte por vía aérea, transporte por vía acuática, fabricación de tipos de transporte, servicios financieros y otras actividades financieras. Mientras que sectores como pesca y acuicultura, fabricación de productos textiles, fabricación de prendas de vestir, han mantenido su salario relativo bajo de manera constante. También, se encuentran cambios en el tiempo en la posición relativa del salario de los sectores con respecto al promedio nacional y la

correlación lineal entre las primas salariales estimadas de los sectores fue 0,16 entre 2001 y 2016, y 0,52 entre 2005-2016.

Si bien los cambios en la política comercial del país iniciaron desde 1985, el periodo 2001-2016 recoge la entrada en vigor de los TLC firmados con socios comerciales de gran peso en el comercio de Costa Rica, como Estados Unidos y la Unión Europea. Esa fue también una época con mayor recepción de IED, que representó en promedio por año el 5,6% del PIB. Los cambios en el tiempo en el ranking del salario entre sectores podrían estar correlacionados con las medidas de apertura comercial aplicadas, idea se revisa más a fondo a continuación.

5.2 Segunda etapa: relación entre las primas salariales y la apertura comercial

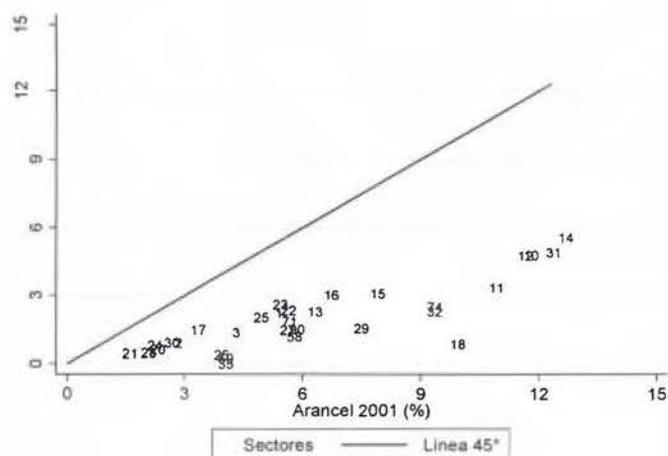
5.2.1 *La apertura comercial: aranceles y presencia extranjera*

Los cambios en los aranceles sectoriales promedio ocurridos entre 2001 y 2016 se pueden observar en el Gráfico 1. Los sectores con los aranceles promedio más altos (cerca del 12%) en 2001 eran fabricación de prendas de vestir, fabricación de muebles, elaboración de productos alimenticios y elaboración de productos de tabaco, cuyos aranceles sufrieron rebajas por cerca de la mitad que los ubicaron por debajo del 6% en 2016. Sin embargo, la reducción no fue simétrica, pues sectores con aranceles más bajos, tales como elaboración de bebidas, actividades de impresión; y otras industrias manufactureras, sufrieron reducciones proporcionalmente mayores.

Por otra parte, en el periodo 2005-2016 el país empezó a recibir IED en sectores de servicios tales como telecomunicaciones, energía y concesiones, y a la vez aumentó la llegada de inversiones en servicios de informática y turismo. Esto hace suponer un posible aumento en la generación de empleos en empresas de capital extranjero de estos sectores. Si bien la participación relativa del capital extranjero en el mercado laboral a nivel de sectores parece ser relativamente similar entre 2005 y 2016 (muy cerca de la línea de 45°), se observa un incremento relativo de empleos en actividades como investigación y

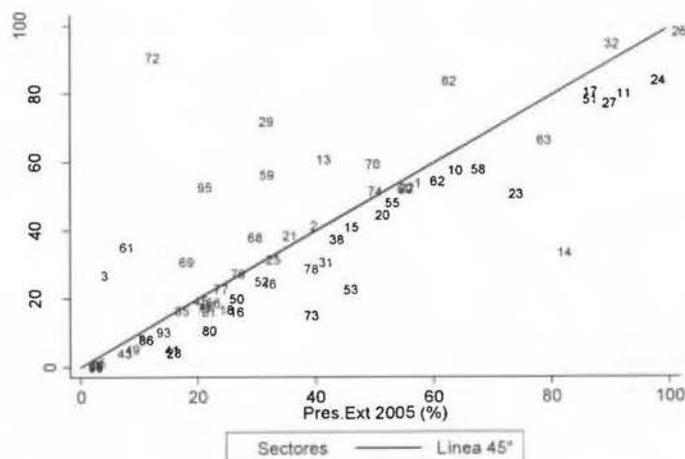
desarrollo, fabricación de vehículos, reparación de computadoras y enseres de uso personal, y telecomunicaciones (véase Gráfico 2).

Gráfico 1. Arancel promedio simple por sector 2001-2016



Nota: el gráfico muestra el arancel promedio simple (ad valorem) cobrado en Costa Rica en cada sector (los sectores están a nivel de dos dígitos según la CIIU rev.4) en el año 2001 (eje X) y 2016 (eje Y). Línea sólida de 45°. Fuente: elaboración propia con base en datos del COMEX.

Gráfico 2. Presencia extranjera por sector 2005-2016

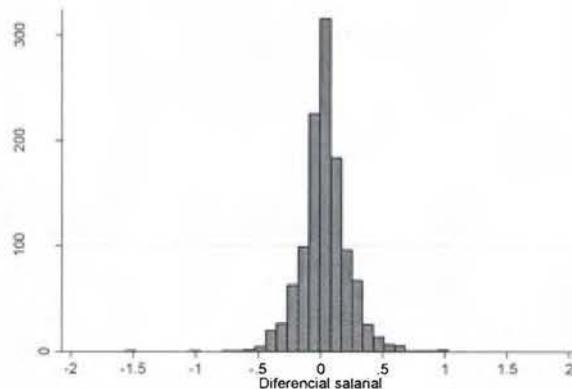


Nota: el gráfico muestra la presencia extranjera (medida como el empleo en empresas extranjeras como porcentaje del total del empleo) en Costa Rica por sector (los sectores están a nivel de dos dígitos según la CIIU rev.4) en el año 2005 (eje X) y 2016 (eje Y). Línea sólida de 45°. Fuente: elaboración propia con base en datos suministrados por el BCCR.

5.2.2 Relación entre las primas salariales y la apertura comercial

Con el objetivo de analizar si las medidas de apertura de los últimos quince años están correlacionadas con los salarios, se utilizan las primas salariales por sector-año como variable dependiente que fueron estimadas en la primera etapa. Debido a la normalización de los coeficientes en cada año, cuyo cálculo se basó en el procedimiento de Haisken-DeNew & Schmidt (1997), se obtiene que esta variable cumple el supuesto de normalidad de la variable dependiente. El Gráfico 3 a continuación muestra su distribución.

Gráfico 3. Histograma del diferencial salarial entre sectores, 2001-2016.



Fuente: elaboración propia con base en datos de INEC.

La variable independiente de interés es la apertura comercial y en este caso, se utilizan dos alternativas como medidas de apertura: el arancel promedio y la presencia extranjera. El Cuadro 5 muestra los resultados de las estimaciones de MCO.

Para analizar la relación entre las primas salariales y el arancel promedio, se cuenta con 523 observaciones que contemplan a todos los sectores (de 31 a 35 por año) para los que se dispone de información de aranceles en el periodo 2001-2016, incluyendo algunas actividades de servicios²³. El Cuadro 5 contiene los resultados. La estimación de la

²³Actividades de arquitectura e ingeniería; actividades de arte y entretenimiento; actividades de producción de películas; actividades de publicación; bibliotecas, archivos y museos; correo y servicios de mensajería; otras actividades

relación, en niveles y controlando únicamente por efectos temporales, se muestra en la columna (1). El coeficiente del arancel tiene signo negativo, pero no es estadísticamente distinto de cero. Cuando además se incluyen los efectos fijos de sector el signo se hace positivo (véase columna 2), lo que podría deberse a la existencia de heterogeneidad entre sectores, aunque tampoco este resultado es distinto de cero. La misma conclusión se obtiene de la estimación en primeras diferencias (véase columna 3). Estos resultados sugieren que los trabajadores en sectores protegidos no ganan más que los trabajadores con características similares en sectores abiertos al comercio. Aún si los resultados fuesen significativos, debe destacarse que la magnitud del coeficiente del arancel es baja.

Para analizar la relación entre la prima salarial y la presencia extranjera, se cuenta con 858 observaciones que contemplan a todos los sectores (de 68 a 71 por año) para los que se dispone de información de empleo en el periodo 2005-2016. La estimación de la relación, en niveles y controlando únicamente por efectos temporales, se muestra en la columna (4). El coeficiente de presencia extranjera tiene signo positivo, pero no es estadísticamente distinto de cero. Cuando además se incluyen los efectos fijos de sector el signo se hace negativo (véase columna 5), un fenómeno que puede deberse a la existencia de heterogeneidad entre sectores. De cualquier manera, este resultado tampoco es distinto de cero. La misma conclusión se obtiene de la estimación en primeras diferencias (véase columna 6).

Cuadro 5. Estimación de la relación entre las primas salariales y la apertura comercial

Variable de apertura	Arancel s-s			Presencia extranjera		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ecuación						
Coeficiente	-0,0061	0,0139	0,0021	0,0004	-0,0010	-0,0014
Error estándar	[0,0160]	[0,0202]	[0,0450]	[0,0005]	[0,0014]	[0,0024]
Primera diferencia	No	No	Sí	No	No	Sí
Indicadores de año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Indicadores de sector	No	Sí	No	No	Sí	No
Observaciones	523	523	484	858	858	780

Fuente: elaboración propia con base en datos del BCCR, COMEX e INEC.

Los resultados anteriores son válidos siempre que no haya variables omitidas. La omisión en el modelo de algún factor que esté correlacionado con los diferenciales salariales y la medida de apertura en los sectores estaría sesgando la estimación del coeficiente. Por ejemplo, si los sectores más productivos son también los menos protegidos y los que pagan remuneraciones más altas, el coeficiente del arancel recogería el efecto de la productividad en los salarios del sector. El mismo razonamiento aplica cuando se utiliza la variable de presencia extranjera: si los sectores que atraen mayor capital extranjero son los más productivos, los salarios podrían ser sistemáticamente superiores en tales sectores, no por la presencia extranjera sino porque son más productivos.

Por lo anterior, para evitar estimaciones sesgadas, se controla por el nivel de competitividad y de productividad del año anterior en los sectores (Paz, 2014). Siguiendo a Golberg y Pavnic (2005) se controla también por dos variables de comercio: un índice de exportaciones y un índice de importaciones, ambas con un rezago para evitar problemas de endogeneidad. Los nuevos resultados no difieren de los hallazgos antes mencionados cuando la medida de apertura comercial utilizada es el arancel y se controla por los efectos fijos (ver Cuadro 6, columna 1). Sin embargo, en la estimación en primeras diferencias el coeficiente cambia de signo, pero tampoco significativo (ver Cuadro 6, columna 2).

Cuadro 6. Estimación de la relación entre las primas salariales y la apertura comercial, incluye variables de control

Variable de apertura	Arancel s-s		Presencia extranjera	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ecuación				
Coefficiente	0,0150	-0,0384	0,0014	0,0019
Error estándar	[0,0393]	[0,0579]	[0,0017]	[0,0034]
Primera diferencia	No	Sí	No	Sí
Indicadores de año	Sí	Sí	Sí	Sí
Indicadores de sector	Sí	No	Sí	No
Variables de control	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	336	302	341	306

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR, COMEX, PROCOMER e INEC.

Cuando se incluyen variables de control en la ecuación de presencia extranjera el coeficiente estimado toma signo positivo, aunque no significativo (ver Cuadro 6, columnas

3 y 4) y aún si lo fuesen, la magnitud de los coeficientes es baja. Esto sucede tanto con el modelo de efectos fijos como el modelo de primeras diferencias. Los resultados sugieren que los trabajadores en sectores con más porcentaje del empleo en empresas de capital extranjero no ganan más que los trabajadores con características similares en sectores con menor presencia extranjera.

Debe aclararse que el efecto de la apertura comercial en la economía podría tomar algún tiempo en manifestarse. Por ejemplo, los importadores y exportadores podrían iniciar el comercio de bienes y servicios con otros países, pero los precios internos podrían verse afectados después. Igualmente, las empresas de capital extranjero que se establecen en el país podrían tomar algún tiempo en contratar empleados y el efecto en la economía sería rezagado con respecto al tiempo de ocurrencia de la apertura. Ante esto, se usó la variable de apertura comercial con un rezago. El arancel rezagado tuvo un incremento del 100% en magnitud, pero no fue distinto de cero cuando se incluyeron efectos fijos (Cuadro 7, columna 1). Sin embargo, cuando se aplicó el modelo de primeras diferencias, el coeficiente fue positivo y estadísticamente significativo con una confianza del 95% (Cuadro 7, columna 2)²⁴. Por otra parte, en el caso de la presencia extranjera rezagada, los nuevos resultados no fueron estadísticamente distintos de cero.

Cuadro 7. Estimación de la relación entre las primas salariales y la apertura comercial (con un rezago)

Variable de apertura Ecuación	Arancel s-s		Presencia extranjera	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Coefficiente	0,0348	0,1311**	-0,0009	0,0010
Error estándar robusto	[0,0290]	[0,0490]	[0,0017]	[0,0028]
Primeras diferencias	No	Sí	No	Sí
Indicadores de sector	Sí	No	Sí	No
Variables control	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de observaciones	335	302	341	306

Nota: ** denota significancia estadística al 5%.

Fuente: elaboración propia con datos del BCCR, COMEX, PROCOMER e INEC.

²⁴ También se probó la estimación sin variables de control y el coeficiente fue de 0,09.

5.2.2.1 Análisis de sensibilidad

Para analizar qué tan sensibles son los resultados previamente encontrados a cambios en las medidas del arancel se probó con el arancel ponderado-simple y el arancel ponderado-ponderado (el detalle del cálculo de las variables se puede ver en la sección de datos). Los coeficientes estimados del arancel ponderado-simple son menores en magnitud con respecto a los encontrados cuando se usa el arancel simple-simple, pero las conclusiones, en términos de significancia estadística son similares: solo el arancel rezagado un periodo tiene un efecto significativo en la dispersión de los salarios entre industrias cuando se estima mediante el modelo de primeras diferencias. Por otra parte, los coeficientes estimados para el arancel ponderado-ponderado en las estimaciones del modelo de efectos fijos difieren de los coeficientes encontrados con las dos medidas anteriores en el signo. Al usar el modelo de primeras diferencias los signos se mantienen, pero ninguno es estadísticamente significativo.

Con excepción del efecto rezagado en el arancel ponderado simple, los demás coeficientes estimados no son estadísticamente distintos de cero, sin embargo, la diferencia en el signo con la inclusión de variables de control según el modelo que se utilice hace cuestionarse sobre la escogencia de los modelos de efectos fijos versus primeras diferencias. Existen algunas debilidades en la aplicación del modelo de primeras diferencias en datos de panel cuando las variables explicativas no varían mucho en el tiempo y una de ellas es la presencia de sesgo en el estimador (Wooldridge, 2009). Por lo tanto, en adelante se consideran los resultados del modelo de efectos fijos para realizar las pruebas de diagnóstico.

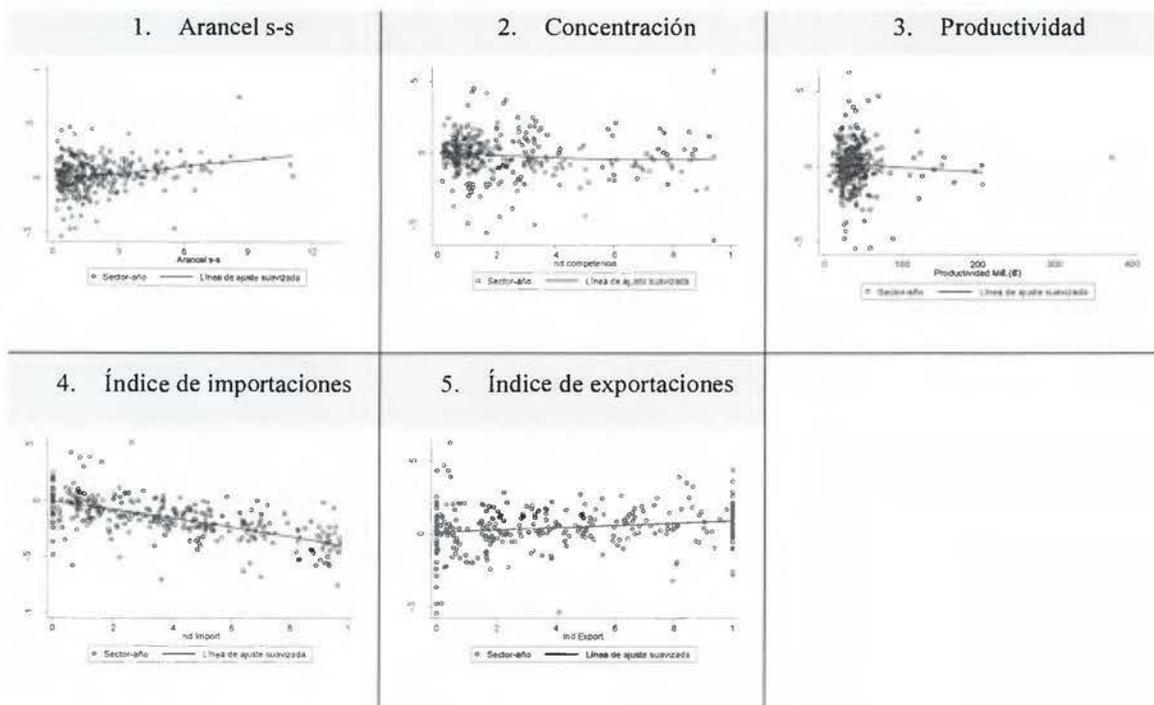
5.2.2.2 Pruebas de diagnóstico

Linealidad

Para los resultados del modelo que incluye el arancel (Cuadro 6, columna 1) se revisó la relación existente de cada una de las variables explicativas continuas con la variable dependiente. Esto permite conocer si hay una relación lineal y si la especificación

escogida es la adecuada o, en su defecto, si debiese cambiarse. En este caso, al utilizar un modelo con más de una variable explicativa, es importante revisar la linealidad tomando en cuenta las otras variables de control, los efectos fijos y temporales del modelo, mediante la prueba gráfica de residuales parciales. La Figura 5 muestra la relación mediante gráficos para cada variable. A partir de estos se concluye que hay una relación lineal directa entre la variable dependiente y el arancel (Figura 5, Gráfico 1), y una relación indirecta entre la primera y el índice de importaciones (Figura 5, Gráfico 4). Las demás variables muestran una relación lineal débil con las primas salariales.

Figura 5. Prueba gráfica de residuales parciales vs variables continuas del modelo con arancel s-s



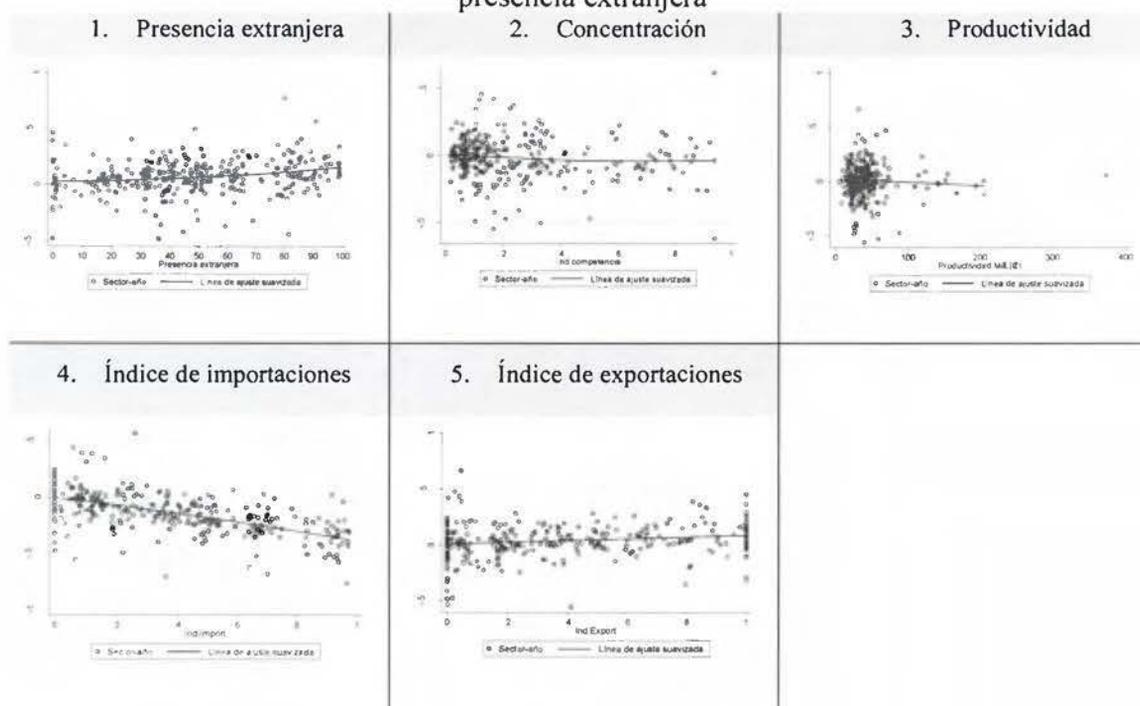
Fuente: elaboración propia con datos suministrados por INEC, BCCR, PROCOMER y COMEX.

También se revisó el supuesto de la linealidad del modelo de presencia extranjera (Cuadro 6, columna 3). La Figura 6 muestra los gráficos de linealidad para las variables explicativas del modelo con presencia extranjera, en el que se incluye la variable presencia extranjera y

cuya relación lineal es positiva (Figura 6, gráfico 1). Las demás variables mantienen una relación con la variable dependiente muy similar a la encontrada en el Modelo con arancel.

Adicionalmente, se probó si distintas transformaciones de la variable de apertura comercial generaban diferencia en los resultados. Usando una transformación logarítmica, los coeficientes estimados tenían signo negativo, pero no significativo en ambos modelos. En cuanto a la transformación cuadrática del arancel, el efecto también fue negativo y cuando se consideró la variable de presencia extranjera con transformación cuadrática el efecto fue positivo. En ambos casos, los coeficientes estimados no fueron estadísticamente distintos de cero. Estos resultados, aunados a los gráficos de linealidad, sugieren que no se quiere una transformación de la variable de apertura comercial.

Figura 6. Prueba gráfica de residuales parciales vs variables continuas del modelo con presencia extranjera

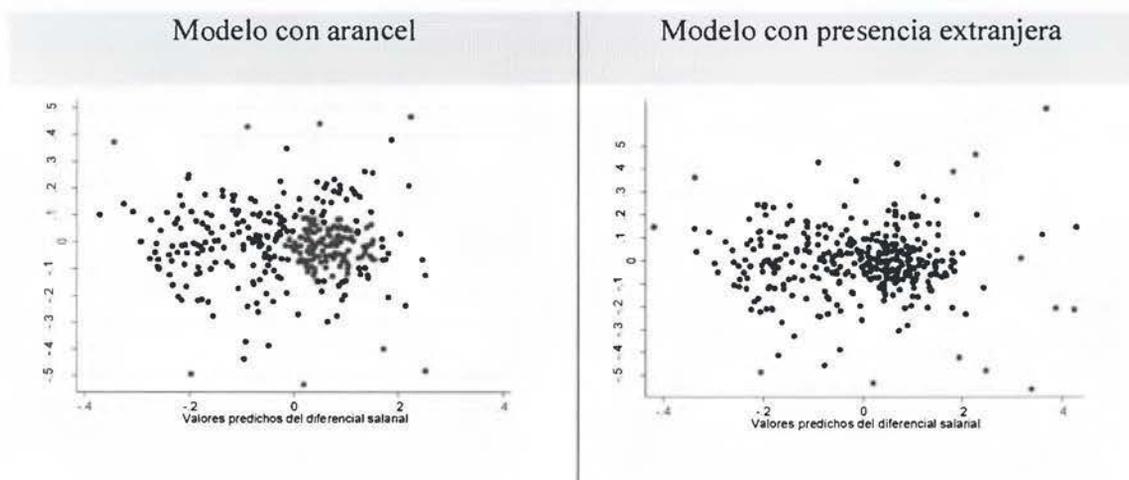


Fuente: elaboración propia con datos suministrados por INEC, BCCR, PROCOMER y COMEX.

Homoceasticidad

Tal como se mencionó en la sección metodológica, las estimaciones que involucran variables dependientes estimadas pueden enfrentar problemas de heterocedasticidad, es decir, que la varianza de los errores no sea constante, ocasionado estimaciones sesgadas de la varianza y de los errores estándar. Para corregirlo, se utilizó la inversa de la varianza de las primas salariales estimadas en la primera etapa de cada sector como pesos, de forma que se asignó una mayor ponderación a las industrias con menor varianza en los diferenciales salariales. La Figura 7 muestra los gráficos de dispersión de los residuales versus los valores estimados de las primas salariales de los modelos de arancel (Cuadro 6, columna 1) y presencia extranjera (Cuadro 6, columna 3). A simple vista, no parece existir un patrón claro de la relación entre ambas variables, por lo que se puede decir que no hay evidencia visual de heterocedasticidad.

Figura 7. Residuales vs valores predichos



Fuente: elaboración propia con datos del INEC, BCCR, PROCOMER y COMEX.

Independencia de los errores

Un tema importante para poder realizar inferencia es que la distribución de los errores, además de idéntica, sea independiente. En los datos de panel este último supuesto puede ser difícil de cumplir. En el presente caso las observaciones anuales dentro de un mismo sector podrían compartir características tales como un mayor diferencial salarial o

una dinámica común. Tomando esto en cuenta, se estimaron errores estándar robustos con la condición de agrupación (cluster) de los sectores, de forma que los errores estándar permiten correlación intragrupo, relajando el requisito de independencia de las observaciones (StataCorp, 2015). Las observaciones son independientes entre grupos, pero no necesariamente dentro de los grupos. Esta especificación afecta la estimación de los errores estándar y la matriz de varianzas y covarianzas, pero no la estimación de los coeficientes.

Los resultados se pueden observar en el Cuadro 8. Para el modelo con arancel, los errores estándar estimados, considerando la correlación intragrupo, son mayores que los errores estándar estimados con el modelo clásico. Sin embargo, para el modelo con presencia extranjera, la estimación del error estándar robusto es menor que la estimación convencional del error estándar de las variables: presencia extranjera, índice de competencia, e índice de importaciones. Esto puede ocurrir cuando la dispersión de los residuos se relaciona negativamente con las desviaciones de una variable con respecto a la media (Auld, 2012).

Cuadro 8. Errores estándar estimados

Variable	Modelo Arancel s-s		Modelo presencia extranjera	
	Error estándar.	Error estándar. Robusto	Error estándar.	Error estándar. Robusto
Arancel s-s	0,0224	0,0393		
Presencia extranjera			0,2042	0,0017
L.Ind.competencia	0,1566	0,1761	0,1576	0,1708
L.Productividad	0,0006	0,0007	0,0006	0,0006
L.Ind.Export.	0,1556	0,2779	0,1573	0,2751
LD.Ind.Import.	0,0676	0,0667	0,0681	0,0667

Fuente: estimaciones propias elaboradas con datos de INEC, BCCR, PROCOMER y COMEX.

5.3 Discusión de los resultados

Los resultados obtenidos a partir de los distintos modelos estimados evidencian que no existe una relación estadísticamente significativa entre la apertura comercial seguida por el país en los últimos 15 años y el diferencial salarial entre sectores. Esto sugiere que los trabajadores en sectores protegidos no ganan menos que los trabajadores con características

similares en sectores abiertos al comercio. Este resultado es robusto a través de los distintos modelos estimados, con las distintas especificaciones y medidas de apertura comercial utilizadas.

Los resultados encontrados en el presente estudio son comparables con los hallazgos en Brasil (Pavcnik et al., 2004), donde se concluyó que no hubo una asociación entre las reformas comerciales y las primas salariales entre 1986 y 1998 (ver Cuadro 9, columna 1 y 4). En ese país el nivel de protección variaba entre industrias y aquellas con mayor participación relativa de trabajadores no calificados, como textiles y caucho, tenían un arancel que excedía el 80% en 1987. La reducción arancelaria fue gradual y en 1995 el arancel era en promedio del 11%. En ese último año, el gobierno llevó a cabo una política de apreciación real del tipo de cambio que redujo la competitividad en el sector manufacturero.

Otra economía latinoamericana en la que se estudió la relación fue Colombia, país para el cual los resultados sugieren que los trabajadores en sectores protegidos percibían un salario relativamente mayor que aquellos en sectores abiertos al comercio entre 1985 y 1994. Para Costa Rica, el modelo del arancel rezagado en primeras diferencias (Cuadro 7, columna 2) arroja resultados similares a los colombianos, de un coeficiente cercano al 0,13. Sin embargo, hay algunas diferencias en la especificación de modelo, como que la variable del arancel en el caso colombiano no fue rezagada sino contemporánea. Además, al variar la especificación del modelo estimado para Costa Rica (excluyendo las variables de control y los efectos temporales) la magnitud del coeficiente se reduce entre 50% y 40% del primero, mientras que en el caso colombiano el coeficiente se mantuvo muy estable (Cuadro 9, columna 2 y 5).

También para Colombia, se estimaron modelos con efectos fijos de industria (Cuadro 9, columna 7) y la relación positiva estadísticamente significativa se mantuvo. Por otra parte, los resultados encontrados en este trabajo indican repetidamente, mediante el modelo de efectos fijos y sus variaciones, que no hay evidencia de que exista una relación entre la apertura comercial y el diferencial salarial entre sectores. Por lo tanto, los hallazgos apuntan a que no hay una relación estadísticamente significativa, con excepción del modelo con variable rezagada mencionada.

Cuadro 9. Estimación de la relación entre aranceles y diferencial salarial: comparación de resultados

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
País	<i>Brasil</i>	<i>Colombia</i>	<i>Costa Rica</i>	<i>Brasil</i>	<i>Colombia</i>	<i>Costa Rica</i>	<i>Colombia</i>	<i>Costa Rica</i>
Autores	Pavcnik et al. (2004)	Goldberg & Pavcnik (2005)	Elaboración propia	Pavcnik et al. (2004)	Goldberg & Pavcnik (2005)	Elaboración propia	Goldberg & Pavcnik (2005)	Elaboración propia
Coefficiente	-0,0686	0,1405***	0,0021	-0,056	0,1356***	-0,038	0,0908***	0,0139
Error estándar robusto	[0,0599]	[0,009]	[0,0450]	[0,0543]	[0,000]	[0,0579]	[0,001]	[0,0202]
Primeras diferencias	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No
Indicadores de sector	No	No	No	No	No	No	Sí	Sí
Variables control	No	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No
Número de observaciones	240	147	484	240	147	302	168	523

Nota: *** denotan significancia estadística al 1%.

Fuente: elaboración propia con datos de INEC, BCCR, PROCOMER y COMEX, Pavcnik et al. (2004), Goldberg & Pavcnik (2005)

Algunas consideraciones importantes para concluir el análisis es que las medidas de apertura comercial usadas en este trabajo no recogen completamente el proceso de liberalización que se ha dado en el país, pero sí parte de este. Así mismo, el periodo de análisis cubre los últimos quince años de las tres décadas que lleva en curso el proceso de liberalización. En los primeros años, el recorte en los aranceles fue más agresivo, aunque la mayor llegada de inversión extranjera directa se remonta a los últimos quince años. No se puede saber si la relación fue distinta en los primeros años, sin embargo, no hay evidencia de un efecto significativo de la apertura comercial sobre los diferenciales salariales para el periodo analizado.

VI. Conclusiones

Costa Rica siguió un proceso de apertura comercial en las últimas tres décadas mediante la desgravación de sus aranceles, la atracción de IED y la firma de TLC con diversos mercados. A nivel sectorial, las reducciones más importantes del arancel promedio entre 2001-2016 se han dado en sectores como elaboración de bebidas, otras industrias manufactureras, fabricación de prendas de vestir y fabricación de muebles. Mientras que la

presencia extranjera, medida como la contratación de empleo por empresas de capital extranjero relativo al total de empleos dentro del sector, se incrementó en actividades como investigación y desarrollo, servicios de apoyo administrativo, producción de películas y telecomunicaciones.

Algunos sectores han mantenido un salario relativo alto en el periodo, mientras que otros sectores han mantenido su salario relativo bajo entre 2001 y 2016. Por otra parte, hay cambios en el tiempo en la posición relativa del salario de algunos sectores con respecto al promedio nacional. Por ejemplo, el salario relativo aumentó en actividades de oficinas administrativas y actividades de alojamiento, mientras que se redujo en los sectores de comercio al por menor y fabricación de productos textiles.

Sin embargo, a través de los distintos modelos estimados se evidencia que no existe una relación estadísticamente significativa entre la apertura comercial llevada por el país en los últimos quince años y el diferencial salarial entre sectores. Los resultados encontrados en el presente estudio son comparables con los hallazgos en Brasil (Pavcnik et al., 2004).

Por otra parte, en Colombia, el estudio de Goldberg & Pavcnik (2005) encontró que los trabajadores en sectores protegidos percibían un salario relativamente mayor que aquellos en sectores abiertos al comercio entre 1985 y 1994. Si bien para Costa Rica esta relación se evidencia con un rezago, el resultado no es robusto a través de las distintas especificaciones. Más aún, la magnitud del coeficiente es baja; este es un elemento que se debe tomar en cuenta en la interpretación de los resultados. Por ejemplo, usando el coeficiente más grande que fue estimado a través de las distintas especificaciones, se estima que una reducción del arancel en 10% estaría asociada con una reducción en los salarios del sector en 1,3% ($10\% * 0,1311$). Sin embargo, en general, los demás resultados no respaldan la hipótesis de que los trabajadores en sectores protegidos ganan más que los trabajadores con características similares en sectores abiertos al comercio. Este fue un resultado robusto a través de los distintos modelos estimados, con las distintas medidas de apertura comercial utilizadas y que cumple con las pruebas de diagnóstico del modelo de regresión lineal con ajustes para datos de panel.

VII. REFERENCIAS

- Abusada-Salah, R., Acevedo, C., Aichele, R., Felbermyr, G., & Rodán-Pérez, A. (2015). *Dimensiones y efectos económicos de la Alianza del Pacífico*. Chile.
- Alfaro-Urena, A., Manelici, I., & Vasquez, J. (2018). *The Productivity Effects of Joining Multinational Supply Chains: Evidence from Firm-to-Firm Linkages*.
- Amiti, M., & Weinstein, D. E. (2011). Exports and Financial Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1841–1877. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjr033>
- Auld, C. (2012). The intuition of robust standard errors. Retrieved December 12, 2018, from <http://chrisauld.com/2012/10/31/the-intuition-of-robust-standard-errors/>
- Balassa, B. (1978a). Export incentives and export performance in developing countries: A comparative analysis. *Review of World Economics*, 114(1), 24–61. Retrieved from <https://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=eoh&AN=15118852&site=ehost-live>
- Balassa, B. (1978b). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181–189. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(78\)90006-8](https://doi.org/10.1016/0304-3878(78)90006-8)
- Baldwin, J., & Gu, W. (2004). TRADE LIBERALIZATION: EXPORT-MARKET PARTICIPATION, PRODUCTIVITY GROWTH, AND INNOVATION. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(3), 372–392. <https://doi.org/10.1093/oxrep/giti022>
- BCCR, COMEX, DGA, INEC, & PROCOMER. (2011). *Manual sobre metodologías de depuración para datos estadísticos correspondientes a comercio exterior de bienes*. Costa Rica.
- Bernard, A., & Jensen, B. (1999). *Exporting and Productivity* (No. 7135). Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w7135.pdf>
- Bernard, A., & Jensen, J. B. (2004). Why Some Firms Export. *The Review of Economics and Statistics*, 86(2), 561–569. <https://doi.org/10.1162/003465304323031111>
- Bernard, A., & Wagner, J. (2001). Export entry and exit by German firms. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137(1), 105–123. <https://doi.org/10.1007/BF02707602>
- Besedeš, T. (2008). A Search Cost Perspective on Formation and Duration of Trade. *Review of International Economics*, 16(5), 835–849. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=1292031>
- Besedeš, T., & Blyde, J. (2010). *What drives export survival? An analysis of export duration in Latin America*.
- Besedeš, T., & Prusa, T. (2010). The duration of trade relationships. *Trade Adjustment*

Costs in Developing Countries: Impacts, Determinants and Policy Responses, 265–282.

- Besedeš, T., & Prusa, T. J. (2006a). Ins, outs, and the duration of trade. *Canadian Journal of Economics*, 39(1), 266–295. <https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2006.00347.x>
- Besedeš, T., & Prusa, T. J. (2006b). Product differentiation and duration of US import trade. *Journal of International Economics*, 70(2), 339–358. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.12.005>
- Beverinotti, J., Chang, J., Corrales, L., & Vargas, T. (2014). *Diagnóstico de Diagnóstico de Crecimiento para Costa Rica*. Costa Rica.
- Borkakoti, J. (1998). The Ricardo-Viner Model. In *International Trade: Causes and Consequences* (pp. 168–176). Palgrave, London. https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-1-349-27014-9_12
- Brenes-Leiva, G. (2007). *Factores que influyen en los procesos de internacionalización acelerada en las pymes: El caso de Costa Rica*.
- Brenton, P., Saborowski, C., & von Uexkull, E. (2010). What explains the low survival rate of developing country export flows? *World Bank Economic Review*, 24(3), 474–499. <https://doi.org/10.1093/wber/lhq015>
- Calof, J. L. (1994). The Relationship between Firm Size and Export Behavior Revisited. *Journal of International Business Studies*, 25(2), 367–387. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490205>
- COMEX. (2012). *Inserción de Costa Rica en la Economía Mundial*.
- COMEX. (2017). *Informe Anual de Labores Mayo 2016 - Abril 2017*.
- De Loecker, J. (2007). Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia. *Journal of International Economics*, 73(1), 69–98. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.03.003>
- De Lucio, J. J., Mínguez, R., Valero, M., & Mednik, G. (2008). Permanencia De Las Empresas En La Exportación : Una Mirada a Las Características de su actividad exterior. *Tribuna De Economía*, (840), 179–196.
- Dickman, P. (2014). *Survival Analysis, Overview*. Retrieved from <http://www.pauldickman.com/survival/handouts/21 - EoB Survival analysis overview.pdf>
- Dorn, F., Fuest, C., & Potrafke, N. (2018). *Globalization and Income Inequality Revisited* (CESifo Working Paper Series No. 6859). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=3143398>
- Eichengreen, B. (2007). THE REAL EXCHANGE RATE AND ECONOMIC GROWTH. *Social and Economic Studies*, 56(4), 7–20. Retrieved from

<http://www.jstor.org/stable/27866525>

- Feder, G. (1983). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics*, 12(1–2), 59–73. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:deveco:v:12:y:1983:i:1-2:p:59-73>
- Feenstra, R. C., & Hanson, G. H. (1996). Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality. *The American Economic Review*, 86(2), 240–245.
- Finot, A., LaFleur, M., & Durán, J. E. (2011). Analysis of the effects of trade opening on household welfare: an application to Chile, 1999-2006. In J. E. Durán Lima, M. LaFleur, & A. Pellandra (Eds.), *Trade, poverty and complementary policies in Latin America* (pp. 249–273). Santiago: ECLAC.
- Girma, S., Greenaway, S. D., & Kneller, R. (2004). Does Exporting Increase Productivity? A Microeconometric Analysis of Matched Firms. *Review of International Economics*, 12(5), 855–866. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/RePEc:bla:reviec:v:12:y:2004:i:5:p:855-866>
- Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2005). Trade, wages, and the political economy of trade protection: Evidence from the Colombian trade reforms. *Journal of International Economics*, 66(1), 75–105. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.04.005>
- Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional Effects of Globalization in Developing Countries. *Journal of Economic Literature*, 45(1), 39–82. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/27646747>
- Greene, W. H., & Seaks, T. G. (1991). The Restricted Least Squares Estimator : A Pedagogical Note. *The Review of Economics and Statistics*, 73(3), 563–567.
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1994). Endogenous Innovation in the Theory of Growth. *The Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 23–44. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2138149>
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Haisken-DeNew, J., & Schmidt, C. (1997). Interindustry and Interregion Differentials : Mechanics and Interpretation. *The Review of Economics and Statistics*, 79(3), 516–521.
- Hayakawa, K., & Kimura, F. (2014). *How Do Free Trade Agreements Reduce Tariff Rates and Non-Tariff Barriers?* (No. 446). IDE DISCUSSION PAPER.
- Helpman, E., Itskhoki, O., Muendler, M.-A., & Redding, S. (2017). Trade and Inequality: From Theory to Estimation. *Review of Economic Studies*, 84(1), 357–405.
- Hess, W., & Persson, M. (2012). The duration of trade revisited: Continuous-time versus discrete-time hazards. *Empirical Economics*, 43(3), 1083–1107. <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0518-4>

- Hox, J. (2010). *Multilevel analysis : techniques and applications*. (G. Marcoulides, Ed.) (2nd ed.).
- INEC. (2010). *Nueva Encuesta Nacional de Hogares Actualización metodológica para la medición del empleo y la pobreza*.
- Inui, T., Ito, K., & Miyakawa, D. (2017). Export Experience, Product Differentiation and Firm Survival in Export Markets. *The Japanese Economic Review*, 68(2), 217–231. <https://doi.org/10.1111/jere.12083>
- Jansen, H., Morley, S., Torero, M., & IFPRI. (2008). *El Impacto del Tratado de Libre Comercio de Centroamérica en la agricultura y el sector rural en Cinco Países Centroamericanos*.
- Klein, J., & Moeschberger, M. (2003). *Survival analysis : techniques for censored and truncated data*. (K. Dietz, M. Gail, K. Krickeberg, J. Samet, & A. Tsiatis, Eds.) (2nd ed.). Springer-Verlag New York, Inc.
- Koehler-Geib, F., Sanchez, S. M., Calvo-Gonzalez, O., Kouame, A. T., Lopez, J. H., Jaramillo, C. F., ... Vidal, E. E. (2014). *Costa Rica - A cinco años del CAFTA-DR : evaluación de los resultados iniciales en la economía costarricense*. Washington, D.C: World Bank Group.
- Kumar, U., & Mishra, P. (2008). Trade Liberalization and Wage Inequality: Evidence from India. *Review of Development Economics*, 12(2), 291–311. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2007.00388.x>
- Leamer, E. (1995). *The Hecksher-Ohlin Model in theory and practice* (Princeton Studies in International Finance No. 77).
- Lederman, D., Olarreaga, M., & Zavala, L. (2016). Export promotion and firm entry into and survival in export markets. *Canadian Journal of Development Studies*, 37(2), 142–158. <https://doi.org/10.1080/02255189.2016.1131671>
- Leiva Bonilla, J. C. (2013). La internacionalización de las PYMES en Costa Rica. *Integración & Comercio*, 37, 45–58.
- Leonidou, L. C., Katsikeas, C. S., & Coudounaris, D. N. (2010). Five decades of business research into exporting: A bibliographic analysis. *Journal of International Management*, 16(1), 78–91. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2009.06.001>
- Lewis, J. B., & Linzer, D. A. (2005). Estimating regression models in which the dependent variable is based on estimates. *Political Analysis*, 13(4), 345–364. <https://doi.org/10.1093/pan/mpi026>
- Lizano, E. (1999). *Ajuste y crecimiento en la economía de Costa Rica: 1982-1994*. (E. Lizano Fait, Ed.). Academia de Centroamérica.
- Majune, K. (2015). *A DISCRETE TIME ANALYSIS OF EXPORT DURATION IN KENYA: 1995 - 2014*. UNIVERSITY OF NAIROBI. <https://doi.org/10.3386/w19846>

- Melitz, M. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1555536>
- Milanovic, B., & Squire, L. (2007). Does Tariff Liberalization Increase Wage Inequality? Some Empirical Evidence. In A. Harrison (Ed.), *Globalization and Poverty* (pp. 143–182). University of Chicago Press.
- Mishra, P. (2011). The Dynamics of Relationship between exports and economic growth in India. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(2), 53–70. <https://doi.org/10.1177/227797871200100105>
- Nicita, A. (2009). The price effect of tariff liberalization: Measuring the impact on household welfare. *Journal of Development Economics*, 89(1), 19–27. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.06.009>
- Nicita, A., Shirotori, M., & Tumurchudur, B. (2013). Survival Analysis of the Exports of Least Developed Countries: the Role of Comparative Advantage of Least Developed Countries, (54). Retrieved from http://unctad.org/en/PublicationsLibrary/itcctab55_en.pdf
- OECD. (2017). *OECD Reviews of Innovation Policy: Costa Rica 2017*. Paris: OECD Publishing. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1787/9789264271654-en>
- Ohlin, B. G. (1933). *Interregional and international trade*. Cambridge: Harvard University Press.
- Padilla, R., & Alvarado, J. (2013). Desempeño Exportador y Heterogeneidad Estructural en Costa Rica. In *DECIMONOVENO INFORME ESTADO DE LA NACIÓN EN DESARROLLO HUMANO SOSTENIBLE*.
- Pavcnik, N., Blom, A., Goldberg, P., & Schady, N. (2004). Trade Liberalization and Industry Wage Structure: Evidence from Brazil. *World Bank Economic Review*, 18(3), 319–343. <https://doi.org/10.1093/wber/lhh045>
- Paz, L. S. (2014). Trade liberalization and the inter-industry wage premia: the missing role of productivity. *Applied Economics*, 46(4), 408–419. <https://doi.org/10.1080/00036846.2013.848031>
- Porto, G. G. (2006). Using survey data to assess the distributional effects of trade policy. *Journal of International Economics*, 70(1), 140–160. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.09.003>
- Rahu, S. (2015). *The Role of Uncertainty for Export Survival : Evidence From Estonia*. The University of Tartu FEBA.
- Rauch, J. E., & Watson, J. (2003). Starting small in an unfamiliar environment. *International Journal of Industrial Organization*, 21(7), 1021–1042. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0167-7187\(03\)00018-3](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0167-7187(03)00018-3)

- Sandoval, C., Monge, F., Vargas, T., & Alfaro-Urena, A. (2018). FDI spillovers in Costa Rica: boosting local productivity through backward linkages. In OECD (Ed.), *OECD Economic Survey of Costa Rica: Research Findings on Productivity* (pp. 41–76). Paris: OECD.
- Singer, J. D., & Willett, J. B. (1993). It's About Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events. *Journal of Educational Statistics*, 18(2), 155–195. <https://doi.org/10.3102/10769986018002155>
- StataCorp. (2015). Stata: Release 14. Texas: StataCorp LP.
- Stolper, W. F., & Samuelson, P. A. (1941). *Protection and real wages*. London.
- Subasat, T. (2002). Does Export Promotion Increase Economic Growth? Some Cross-Section Evidence. *Development Policy Review*, 20(1), 333–349. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=318629>
- Suits, D. B. (1984). Dummy Variables: Mechanics V. Interpretation. *The Review of Economics and Statistics*, 66(1), 177–180. <https://doi.org/10.2307/1924713>
- Suranovic, S. (2010a). Factor Mobility and Income Redistribution. In *International Trade: Theory and Policy*. Saylor Foundation.
- Suranovic, S. (2010b). The Heckscher-Ohlin (Factor Proportions) Model. In *International Trade: Theory and Policy*. Saylor Foundation.
- Szekely, M., & Sámano, C. (2012). *Did Trade Openness Affect Income Distribution in Latin America? Evidence for the Years 1980-2010* (Vol. 2012). Helsinki, Finland: UNU-WIDER.
- Tapalova, P. (2007). Trade Liberalization, Poverty, and Inequality: Evidence from Indian Districts. In A. Harrison (Ed.), *Globalization and Poverty* (pp. 291–336). University of Chicago Press.
- Tyler, W. G. (1981). Growth and export expansion in developing countries. Some empirical evidence. *Journal of Development Economics*, 9(1), 121–130. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(81\)90007-9](https://doi.org/10.1016/0304-3878(81)90007-9)
- Umaña, C. (2012). Determinantes de los flujos de exportaciones para las empresas en Costa Rica: un análisis de supervivencia. *Revista de Ciencias Económicas*, 30(2), 53–76.
- Valderrama, D., García, A., & Argüello, R. (2013). *Information Externalities and Export Duration at the Firm Level. Evidence for Colombia*.
- Wood, A. (1997). Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom. *World Bank Economic Review*, 11(1), 33–57.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics : a modern approach*. Mason, OH: South Western, Cengage Learning.

Xirinachs, Y. (2017). *Costa Rica a 10 años del CAFTA*.

Zumel, N., & Mount, J. (2014). *Practical Data Science with R* (1st ed.). Manning Publications Co.

VIII. ANEXOS

Anexo 1. Número de empresas exportadoras, productos, destinos y valor exportado, por año, 1999-2016

Año	Empresas exportadoras ¹				Productos ²	Destinos ³	Valor exportado (millones \$)
	Total	Constantes	Nuevas	Salientes	Número de subpartidas	Número de países	
	Exportaron en t	Exportaron en t-1 y en t	Exportaron en t y no en t-1	Exportaron en t-1 y no en t	Total	Total	Total
1999	1.590	1.169	421	381	2.269	87	6.028,6
2000	1.598	1.244	354	346	2.277	91	5.355,2
2001	1.659	1.295	364	303	2.297	90	4.659,1
2002	1.630	1.324	306	335	2.320	95	4.895,3
2003	1.724	1.344	380	286	2.408	100	5.669,4
2004	1.745	1.396	349	328	2.431	100	5.804,6
2005	1.867	1.478	389	267	2.465	103	6.445,4
2006	1.988	1.579	409	288	2.541	100	7.597,1
2007	2.029	1.690	339	298	2.599	110	8.662,9
2008	2.073	1.717	356	312	2.627	108	8.791,9
2009	2.006	1.684	322	389	2.539	98	8.162,5
2010	2.263	1.722	541	284	2.682	110	9.163,5
2011	2.359	1.892	467	371	2.739	115	9.996,1
2012	2.472	1.967	505	392	2.825	111	10.957,3
2013	2.439	1.978	461	494	2.794	113	11.070,6
2014	2.416	1.999	417	440	2.738	116	10.946,8
2015	2.394	2.015	379	401	2.738	113	9.375,7
2016	2.360	1.966	394	428	2.658	116	10.087,9
Promedio 1999-2016	2.034	1.637	397	352	2.553	104	7.981,7

Notas: 1/ Unidades jurídica o físicas que exportaron más de \$12.000 por año. 2/ Subpartidas (línea arancelaria a 6 dígitos del SAC) exportadas por un valor superior a \$200 al año. 3/Países de destino.

Fuente: elaboración propia con base en datos de PROCOMER.

Anexo 2. Participación relativa de los socios con TLC en las exportaciones de Costa Rica, 1999-2015

Socios	Año de entrada en vigor del TLC	Ocasiones ¹ (%)			Valor exportado ² (%)		
		Muestra completa	Régimen definitivo	Régimen especial	Muestra completa	Régimen definitivo	Régimen especial
Con TLC	-	66,59	70,83	50,48	82,72	87,19	79,10
MCCA ³	1963	46,46	53,60	19,27	17,11	29,48	7,11
México	1995	2,40	2,13	3,40	2,35	1,45	3,09
Chile	2002	0,70	0,62	1,02	0,23	0,27	0,19
Canadá	2002	1,39	1,33	1,60	0,61	0,81	0,44
República Dominicana	2002	2,59	2,47	3,04	1,83	2,71	1,12
CARICOM	2005	2,37	2,25	2,85	1,20	1,58	0,90
Estados Unidos (CAFTA)	2009	7,75	5,64	15,79	38,56	28,96	46,31
China	2011	0,34	0,22	0,79	3,70	0,45	6,32
Unión Europea (AACUE)	2013	2,29	2,29	2,25	16,43	20,89	12,83
Perú	2013	0,17	0,15	0,23	0,18	0,30	0,09
Singapur	2013	0,08	0,05	0,20	0,42	0,14	0,65
AELC	2014	0,05	0,05	0,04	0,09	0,15	0,04
Sin TLC	-	33,41	29,17	49,52	17,28	12,81	20,90
Total	-	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Nota: 1/ Años empresa-flujo 2/ Incluye las exportaciones antes y después de la entrada en vigor del TLC, excepto para MCCA y México ya que el periodo de análisis no contempla años antes. 3/Incluye Panamá desde el año 2009. Si bien Panamá se integró al MCCA en 2013, la desgravación arancelaria para las exportaciones de Costa Rica inició en 2009 con la entrada en vigor del Protocolo Bilateral.

Fuente: elaboración propia con datos de PROCOMER y COMEX.

Anexo 3. Estadísticas descriptivas de las variables continuas, según régimen de exportación, 1999-2015

	<u>Muestra completa</u>		<u>Régimen definitivo</u>			<u>Régimen especial¹</u>		
	Promedio	Desv. estd.	Mediana	Promedio	Desv. estd.	Mediana	Promedio	Desv. estd.
Número de flujos	173.427		141.405			32.022		
Valor inicial del flujo (miles \$)	101	4.032	3	60	753	3	283	9.246
Distancia del socio (km)	2.985	3.836	813	2.599	3.532	3.300	4.692	4.588
Número de observaciones (flujos-año)	385.413		305.182			80.231		
Productos exportados	26	33	12	21	24	28	45	50
Destinos de exportación	9	8	6	8	7	14	15	10
PIB per cápita PPC del socio (\$) ²	19.036	17.065	8.350	16.728	15.900	30.381	27.812	18.440

Nota: 1/ Incluye regímenes de Zona Franca y Perfeccionamiento Activo. 2/ Se expresa en dólares internacionales que equivalen al poder de compra de \$1 en EUA.

Fuente: elaboración propia con datos de PROCOMER, FREIT, FMI.

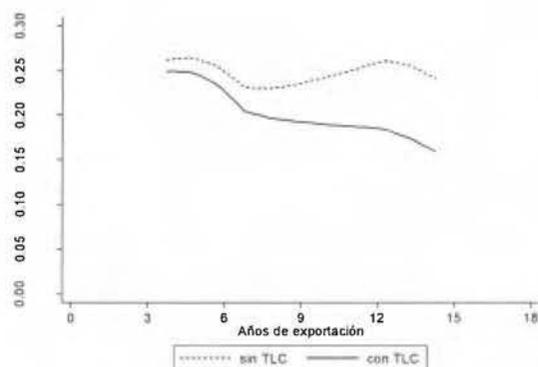
Anexo 4. Variables discretas: porcentaje de flujos que cumplen la característica, según régimen de exportación, 1999-2015

Variable	Flujos (%)		
	Muestra completa	Régimen definitivo	Régimen especial
Idioma español	63,7	70,4	33,9
Régimen definitivo	81,5	100,0	0,0
Sector productivo			
<i>Agrícola-Alimentaria</i>	17,4	20,1	5,3
<i>Caucho-Plástico-Metal-Textil</i>	25,6	24,8	29,0
<i>Eléctrica y electrónica</i>	23,0	19,4	38,8
<i>Químico-Farmacéutico</i>	9,6	10,8	4,0
<i>Dispositivos médicos</i>	4,4	3,0	10,6
<i>Otros¹</i>	20,0	21,8	12,3
Número de flujos	173.427	141.405	32.022

Nota: 1/Incluye los sectores: Papel y cartón; Muebles; Pecuaria y pesca; Productos Minerales; Madera; Material de transporte; entre otros.

Fuente: elaboración propia con datos de PROCOMER y FREIT.

Anexo 5. Curva de hazard de los flujos exportados según vigencia de un TLC con el socio



Fuente: elaboración propia con datos de PROCOMER y COMEX.

Anexo 6. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante los modelos logísticos y de Cox, 1999-2016

Modelo Ecuación	Regresión logística ¹			Regresión de Cox ²	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Muestra	Completa	Reducida	Reducida	Reducida	Reducida
TLC	0,921*** [0,012]	0,870*** [0,015]	0,916*** [0,016]	0,968*** [0,009]	0,959*** [0,008]
Régimen definitivo	1,435*** [0,022]	1,527*** [0,027]	1,469*** [0,063]	1,120*** [0,010]	1,123*** [0,009]
Idioma español	1,120*** [0,023]	0,968 [0,022]	0,993 [0,024]	0,993 [0,011]	0,987 [0,010]
Años de inactividad	1,121*** [0,006]	1,108*** [0,008]	1,112*** [0,008]	-	0,807*** [0,003]
LN exportación inicial (miles \$)	0,754*** [0,002]	0,760*** [0,003]	0,728*** [0,003]	0,913*** [0,002]	0,917*** [0,001]
Número de destinos	0,968*** [0,001]	0,969*** [0,001]	0,980*** [0,002]	0,991*** [0,000]	0,990*** [0,000]
Número de productos	0,999*** [0,000]	1,001*** [0,000]	1,003*** [0,000]	1,000* [0,000]	1,000*** [0,000]
LN Distancia (Km)	1,371*** [0,012]	1,305*** [0,013]	1,339*** [0,014]	1,076*** [0,005]	1,083*** [0,005]
LN PIB per cápita PPC	0,936*** [0,009]	0,873*** [0,011]	0,877*** [0,012]	0,964*** [0,006]	0,961*** [0,005]
ITCERM	1,003*** [0,001]	1,000 [0,001]	1,004*** [0,001]	1,001 [0,001]	0,999 [0,001]
PIB de Costa Rica	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]
Agrícola-Alimentario	0,479*** [0,008]	0,483*** [0,011]	0,461*** [0,015]	0,809*** [0,009]	0,807*** [0,008]
Caucho-Plástico-Metalmec.- Textil	0,959*** [0,015]	0,970 [0,021]	1,090*** [0,028]	0,990 [0,010]	0,985 [0,009]
Químico-Farmacéutico	0,628*** [0,012]	0,675*** [0,019]	0,794*** [0,028]	0,892*** [0,013]	0,882*** [0,012]
Eléctrica & Electrónica	1,573*** [0,027]	1,512*** [0,035]	1,617*** [0,044]	1,088*** [0,011]	1,086*** [0,010]
Equipo de precisión y médico	1,238*** [0,036]	1,153*** [0,040]	1,253*** [0,049]	1,027 [0,017]	1,026* [0,015]
Crisis 2008	1,290*** [0,024]	1,193*** [0,029]	1,182*** [0,029]	1,067*** [0,016]	1,079*** [0,015]
Crisis 2009	1,108*** [0,021]	1,184*** [0,029]	1,207*** [0,030]	1,044*** [0,015]	1,051*** [0,014]
Constante	0,055*** [0,008]	0,236*** [0,050]	0,069*** [0,016]	-	-
Var. indicadoras de tiempo	Sí	Sí	Sí	No	No
Casos con reincidencia	Sí	Sí	Sí	No	Sí
Componentes de varianza	Dos	Dos	Tres	-	-
Número de observaciones	385.413	223.211	223.211	184.593	223.211
Número de flujos	173.427	101.924	101.924	101.924	101.924
Número de empresas	8.025	6.754	6.754	6.754	6.754

Notas: 1/Coeficientes son odds ratios (OR). 2/ Coeficientes son hazards ratios (HR)./***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. /Error estándar en paréntesis.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Anexo 7. Prueba de riesgos proporcionales para el Modelo de Cox, con y sin reincidencia

Variable	Modelo de Cox sin reincidencia			Modelo de Cox con reincidencia		
	rho	chi2	Prob>chi2	rho	chi2	Prob>chi2
TLC	-0,010	12,3	0,00	-0,007	4,2	0,04
Régimen definitivo	0,001	0,1	0,76	-0,001	0,1	0,80
Idioma español	-0,010	11,1	0,00	-0,010	9,5	0,00
Años de inactividad	0,074	704,0	0,00	-	-	-
LN exportación inicial (miles \$)	0,018	32,8	0,00	0,006	3,3	0,07
Número de destinos	-0,024	67,3	0,00	-0,023	54,1	0,00
Número de productos	0,016	31,3	0,00	0,005	2,4	0,12
LN Distancia (Km)	0,018	38,3	0,00	0,016	24,5	0,00
LN PIB per cápita PPC	-0,008	6,7	0,01	-0,009	7,1	0,01
ITCERM	-0,013	20,7	0,00	-0,004	1,9	0,16
PIB de Costa Rica	-0,013	18,4	0,00	0,005	2,2	0,14
Agrícola-Alimentario	0,001	0,0	0,84	0,003	1,1	0,30
Caucho-Plástico-Metalmec.-Textil	-0,007	6,1	0,01	-0,007	5,0	0,03
Químico-Farmacéutico	-0,010	11,6	0,00	-0,010	10,7	0,00
Eléctrica & Electrónica	-0,008	6,7	0,01	-0,009	7,8	0,01
Equipo de precisión y médico	-0,008	7,2	0,01	-0,011	12,6	0,00
Crisis 2008	0,010	10,6	0,00	0,011	11,0	0,00
Crisis 2009	0,011	12,8	0,00	0,013	15,8	0,00

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Anexo 8. Estimación del riesgo de salida de la exportación mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero 1999-2016

Régimen Ecuación	Definitivo		Especial	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TLC	0,842*** [0,017]	0,870*** [0,018]	0,938* [0,031]	1,013 [0,033]
Idioma español	0,975 [0,025]	1,008 [0,027]	0,894** [0,041]	0,952 [0,046]
Años de inactividad	1,101*** [0,009]	1,104*** [0,009]	1,141*** [0,015]	1,147*** [0,015]
LN exportación inicial (miles \$)	0,746*** [0,003]	0,714*** [0,003]	0,782*** [0,005]	0,756*** [0,005]
Número de destinos	0,964*** [0,001]	0,966*** [0,002]	0,979*** [0,001]	0,995** [0,002]
Número de productos	0,998*** [0,000]	0,999 [0,001]	1,003*** [0,000]	1,005*** [0,000]
LN Distancia (Km)	1,334*** [0,015]	1,399*** [0,018]	1,238*** [0,025]	1,218*** [0,026]
LN PIB per cápita PPC	0,832*** [0,013]	0,819*** [0,014]	0,963 [0,022]	0,972 [0,024]
Índice de tipo de cambio real multilateral	1,002 [0,001]	1,004*** [0,001]	0,996** [0,002]	1,003 [0,002]
PIB de Costa Rica	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]
Agrícola-Alimentario	0,468*** [0,011]	0,483*** [0,017]	0,654*** [0,040]	0,412*** [0,044]
Caucho-Plástico-Metalmec.-Textil	0,971 [0,024]	1,118*** [0,034]	0,893*** [0,039]	0,960 [0,045]
Químico-Farmacéutico	0,643*** [0,020]	0,776*** [0,030]	0,885* [0,063]	0,928 [0,075]
Eléctrica & Electrónica	1,832*** [0,054]	1,919*** [0,067]	1,117*** [0,048]	1,253*** [0,059]
Equipo de precisión y médico	1,634*** [0,094]	1,563*** [0,102]	0,835*** [0,043]	0,981 [0,055]
Crisis 2008	1,203*** [0,035]	1,178*** [0,035]	1,201*** [0,052]	1,186*** [0,052]
Crisis 2009	1,129*** [0,033]	1,146*** [0,034]	1,346*** [0,059]	1,366*** [0,061]
Constante	0,326*** [0,081]	0,122*** [0,032]	0,399** [0,159]	0,062*** [0,028]
Componentes de varianza	Dos	Tres	Dos	Tres
Número de observaciones	159.363	159.363	63.848	63.848
Número de flujos	75.687	75.687	27.003	27.003
Número de empresas	6.377	6.377	589	589

Notas: Coeficientes son odds ratios (OR). / Error estándar en paréntesis. / Las muestras incluyen los casos de reincidencia. / Todos los modelos incluyen variables indicadoras de tiempo. / ***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Anexo 9. Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC-CAFTA mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero 1999-2016

Régimen Ecuación	Definitivo		Especial	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TLC CAFTA	0,875*** [0,031]	0,904*** [0,034]	0,984 [0,046]	1,123** [0,054]
Idioma español	1,092** [0,039]	1,154*** [0,043]	0,865** [0,054]	0,927 [0,061]
Años de inactividad	1,079*** [0,013]	1,077*** [0,013]	1,131*** [0,016]	1,135*** [0,017]
LN exportación inicial (miles \$)	0,736*** [0,004]	0,697*** [0,004]	0,778*** [0,005]	0,753*** [0,005]
Número de destinos	0,962*** [0,002]	0,962*** [0,003]	0,979*** [0,001]	0,994** [0,002]
Número de productos	0,998*** [0,001]	1,000 [0,001]	1,002*** [0,000]	1,005*** [0,001]
LN Distancia (Km)	1,378*** [0,021]	1,460*** [0,024]	1,279*** [0,032]	1,294*** [0,035]
LN PIB per cápita PPC	0,845*** [0,016]	0,847*** [0,017]	0,950* [0,026]	0,974 [0,028]
Índice de tipo de cambio real multilateral	0,998 [0,001]	1,000 [0,002]	0,998 [0,002]	1,006** [0,002]
PIB de Costa Rica	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]
Agrícola-Alimentario	0,465*** [0,013]	0,465*** [0,019]	0,680*** [0,050]	0,411*** [0,049]
Caucho-Plástico-Metalmec.-Textli	0,981 [0,031]	1,091** [0,043]	0,855*** [0,042]	0,905* [0,048]
Químico-Farmacéutico	0,698*** [0,028]	0,824*** [0,042]	0,908 [0,075]	0,887 [0,084]
Eléctrica&Electrónica	1,836*** [0,066]	1,985*** [0,087]	1,112** [0,054]	1,227*** [0,065]
Equipo de precisión y médico	1,754*** [0,125]	1,666*** [0,135]	0,772*** [0,045]	0,905 [0,057]
Crisis 2008	1,183*** [0,039]	1,177*** [0,039]	1,207*** [0,056]	1,190*** [0,056]
Crisis 2009	1,183*** [0,045]	1,207*** [0,047]	1,344*** [0,068]	1,328*** [0,069]
Constante	0,390*** [0,115]	0,123*** [0,039]	0,318** [0,150]	0,026*** [0,014]
Componentes de varianza	Dos	Tres	Dos	Tres
Número de observaciones	106.248	106.248	52.396	52.396
Número de flujos	53.145	53.145	22.889	22.889
Número de empresas	5.448	5.448	568	568

Notas de Anexo 9: Coeficientes son odds ratios (OR). / Error estándar en paréntesis. / Las muestras incluyen los casos de reincidencia. / Todos los modelos incluyen variables indicadoras de tiempo. / ***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Anexo 10. Estimación del riesgo de salida de la exportación bajo el TLC-CAFTA mediante modelos de regresión logística, por régimen aduanero 1999-2016

Régimen Ecuación	Definitivo		Especial	
	(1)	(2)	(3)	(4)
TLC AACUE	0,745*** [0,031]	0,762*** [0,033]	0,880* [0,066]	0,919 [0,070]
Idioma español	1,029 [0,036]	1,112*** [0,040]	0,868** [0,053]	0,937 [0,060]
Años de inactividad	1,077*** [0,015]	1,078*** [0,015]	1,135*** [0,022]	1,147*** [0,022]
LN exportación inicial (miles \$)	0,729*** [0,004]	0,689*** [0,004]	0,777*** [0,006]	0,753*** [0,006]
Número de destinos	0,960*** [0,002]	0,963*** [0,003]	0,980*** [0,002]	0,991*** [0,003]
Número de productos	0,999* [0,001]	0,999 [0,001]	1,003*** [0,000]	1,004*** [0,001]
LN Distancia (Km)	1,367*** [0,021]	1,458*** [0,025]	1,268*** [0,032]	1,271*** [0,035]
LN PIB per cápita PPC	0,842*** [0,016]	0,842*** [0,017]	0,958 [0,026]	0,980 [0,028]
Índice de tipo de cambio real multilateral	0,996*** [0,001]	0,999 [0,002]	0,996 [0,002]	1,006** [0,002]
PIB de Costa Rica	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]	1,000*** [0,000]
Agrícola-Alimentario	0,445*** [0,014]	0,463*** [0,020]	0,681*** [0,051]	0,433*** [0,053]
Caucho-Plástico-Metalmec.-Textil	0,949 [0,032]	1,079* [0,046]	0,852*** [0,047]	0,902* [0,053]
Químico-Farmacéutico	0,663*** [0,027]	0,815*** [0,043]	0,888 [0,078]	0,863 [0,088]
Eléctrica & Electrónica	2,059*** [0,084]	2,161*** [0,106]	1,034 [0,055]	1,080 [0,063]
Equipo de precisión y médico	1,747*** [0,144]	1,782*** [0,167]	0,752*** [0,049]	0,868** [0,061]
Crisis 2008	1,174*** [0,039]	1,189*** [0,040]	1,202*** [0,056]	1,187*** [0,056]
Crisis 2009	1,076 [0,049]	1,124** [0,052]	1,288*** [0,089]	1,269*** [0,089]
Constante	0,578* [0,171]	0,172*** [0,055]	0,348** [0,164]	0,030*** [0,016]
Componentes de varianza	Dos	Tres	Dos	Tres
Número de observaciones	96.029	96.029	41.538	41.538
Número de flujos	47.500	47.500	19.287	19.287
Número de empresas	4.902	4.902	525	525

Notas de Anexo 10: Coeficientes son odds ratios (OR). / Error estándar en paréntesis. / Las muestras incluyen los casos de reincidencia. / Todos los modelos incluyen variables indicadoras de tiempo. /

***, ** & * indican significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos de COMEX, PROCOMER, FREIT, FMI, BCCR.

Anexo 11. Estadísticas descriptivas de la población ocupada, 2001-2008

Variable	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Salario nominal por hora	641,7	691,8	762,5	801,9	908,3	1.019,3	1.181,5	1.362,3
Salario real por hora	1.886,1	1.882,0	1.882,4	1.768,9	1.761,3	1.758,3	1.874,0	1.915,2
Ln salario real por hora	7,27	7,26	7,28	7,24	7,23	7,23	7,30	7,32
Hombre	0,68	0,69	0,68	0,70	0,69	0,68	0,67	0,67
Edad	35,46	35,61	35,57	35,80	36,00	36,19	35,94	36,34
Región Central	0,67	0,66	0,67	0,66	0,67	0,66	0,66	0,66
<u>Nivel de instrucción</u>								
Primaria incompleta o menos	0,17	0,16	0,15	0,14	0,14	0,14	0,13	0,13
Primaria completa	0,31	0,32	0,30	0,30	0,30	0,29	0,28	0,28
Secundaria incompleta	0,19	0,19	0,21	0,20	0,21	0,21	0,22	0,21
Secundaria completa	0,14	0,13	0,14	0,15	0,14	0,14	0,15	0,15
Universidad (grado y pregrado)	0,16	0,17	0,18	0,17	0,18	0,18	0,19	0,20
Posgrado	0,03	0,02	0,02	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03
<u>Grupo de ocupación</u>								
No calificados	0,26	0,26	0,25	0,25	0,24	0,24	0,24	0,23
Profesionales y científicos	0,09	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
Técnicos	0,12	0,11	0,13	0,12	0,12	0,12	0,13	0,14
Administrativos	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,09	0,09
Ventas	0,14	0,16	0,16	0,15	0,15	0,15	0,14	0,15
Agricultores	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04
Manuf. calificada u operador	0,25	0,24	0,23	0,24	0,24	0,24	0,23	0,23
Directivos	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03
<u>Categoría ocupacional</u>								
Empresa privada	0,59	0,58	0,59	0,59	0,61	0,60	0,63	0,63
Estado	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,12	0,11	0,11
Cuenta propia	0,22	0,23	0,21	0,21	0,19	0,20	0,18	0,19
Patrono o socio	0,08	0,08	0,09	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
<u>Número de trabajadores</u>								
Solo 1	0,22	0,22	0,20	0,20	0,18	0,19	0,18	0,18
De 2 a 3	0,18	0,19	0,19	0,17	0,19	0,17	0,17	0,16
De 4 a 9	0,12	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13
De 10 a 20	0,10	0,10	0,11	0,09	0,09	0,09	0,10	0,11
De 20 a más	0,39	0,36	0,37	0,41	0,41	0,42	0,42	0,42
Local independiente	0,73	0,73	0,72	0,74	0,76	0,76	0,77	0,74
Observaciones	11.319	12.164	12.531	12.596	13.555	13.994	15.207	14.758

Nota: los promedios reportados están ponderados según los pesos (factores de expansión) de la EHPM

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEC

Anexo 12. Estadísticas descriptivas de la población ocupada, 2009-2016

Variable	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Salario nominal por hora	1.618,3	1.729,5	1.941,9	2.016,4	2.194,0	2.292,2	2.355,9	2.425,3
Salario real por hora	2.102,8	2.113,8	2.256,7	2.240,0	2.318,0	2.315,6	2.355,9	2.446,8
Ln salario real por hora	7,39	7,37	7,42	7,42	7,42	7,42	7,44	7,46
Hombre	0,67	0,65	0,66	0,65	0,64	0,65	0,65	0,65
Edad	36,80	37,14	37,26	37,80	38,47	38,51	38,53	38,73
Región Central	0,66	0,67	0,67	0,67	0,68	0,66	0,66	0,67
<u>Nivel de instrucción</u>								
Primaria incompleta o menos	0,11	0,11	0,10	0,09	0,08	0,09	0,10	0,10
Primaria completa	0,27	0,26	0,25	0,24	0,24	0,24	0,24	0,24
Secundaria incompleta	0,21	0,20	0,20	0,20	0,19	0,19	0,20	0,20
Secundaria completa	0,15	0,19	0,18	0,19	0,20	0,19	0,18	0,19
Universidad (grado y pregrado)	0,22	0,23	0,24	0,25	0,25	0,26	0,25	0,24
Posgrado	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
<u>Grupo de ocupación</u>								
No calificados	0,22	0,21	0,18	0,18	0,17	0,18	0,20	0,21
Profesionales y científicos	0,10	0,11	0,12	0,13	0,12	0,13	0,13	0,12
Técnicos	0,14	0,14	0,12	0,11	0,13	0,11	0,11	0,10
Administrativos	0,10	0,10	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10
Ventas	0,15	0,16	0,22	0,22	0,22	0,22	0,22	0,21
Agricultores	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,04	0,04
Manuf. calificada u operador	0,22	0,21	0,20	0,21	0,21	0,21	0,20	0,20
Directivos	0,03	0,04	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02
<u>Categoría ocupacional</u>								
Empresa privada	0,61	0,62	0,63	0,63	0,63	0,63	0,64	0,66
Estado	0,12	0,14	0,13	0,13	0,13	0,13	0,12	0,11
Cuenta propia	0,19	0,20	0,20	0,20	0,20	0,20	0,19	0,19
Patrono o socio	0,08	0,04	0,05	0,04	0,04	0,05	0,05	0,05
<u>Número de trabajadores</u>								
Solo 1	0,17	0,13	0,14	0,14	0,14	0,15	0,16	0,15
De 2 a 3	0,17	0,17	0,16	0,16	0,16	0,17	0,15	0,16
De 4 a 9	0,13	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15	0,15	0,15
De 10 a 20	0,11	0,12	0,11	0,12	0,11	0,10	0,10	0,12
De 20 a más	0,43	0,44	0,45	0,44	0,44	0,42	0,44	0,42
Local independiente	0,77	0,71	0,73	0,71	0,68	0,67	0,67	0,69
Observaciones	15.397	12.842	12.839	12.585	12.260	12.024	12.415	12.352

Nota: los promedios reportados están ponderados según los pesos (factores de expansión) de las encuestas: EHPM y ENAHO.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEC

Anexo 13. Estimación de las ecuaciones de salarios, 2001-2008

Variable	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hombre	0,058*** [0,014]	0,069*** [0,014]	0,055*** [0,013]	0,035*** [0,012]	0,053*** [0,012]	0,067*** [0,012]	0,049*** [0,011]	0,078*** [0,010]
Edad	0,025*** [0,003]	0,029*** [0,002]	0,033*** [0,002]	0,026*** [0,002]	0,022*** [0,002]	0,027*** [0,002]	0,017*** [0,002]	0,023*** [0,002]
Edad al cuadrado	-0,00*** [0,000]							
Región Central	0,103*** [0,013]	0,093*** [0,012]	0,090*** [0,012]	0,088*** [0,011]	0,069*** [0,011]	0,042*** [0,010]	0,044*** [0,010]	0,079*** [0,010]
Nivel de Instrucción: Primaria incompleta o menos (grupo base)								
Primaria completa	0,111*** [0,017]	0,076*** [0,017]	0,063*** [0,016]	0,059*** [0,016]	0,031** [0,015]	0,088*** [0,015]	0,061*** [0,014]	0,046*** [0,014]
Secundaria incompleta	0,230*** [0,020]	0,151*** [0,019]	0,131*** [0,019]	0,136*** [0,018]	0,108*** [0,017]	0,183*** [0,017]	0,146*** [0,016]	0,128*** [0,016]
Secundaria completa	0,278*** [0,023]	0,304*** [0,022]	0,270*** [0,021]	0,262*** [0,020]	0,187*** [0,020]	0,275*** [0,019]	0,226*** [0,018]	0,230*** [0,018]
Universidad	0,445*** [0,026]	0,494*** [0,025]	0,449*** [0,024]	0,417*** [0,023]	0,364*** [0,022]	0,411*** [0,022]	0,424*** [0,020]	0,381*** [0,020]
Posgrado	0,722*** [0,044]	0,622*** [0,043]	0,653*** [0,041]	0,599*** [0,037]	0,598*** [0,035]	0,621*** [0,033]	0,586*** [0,033]	0,617*** [0,031]
Grupo de ocupación: trabajo no calificados (grupo base)								
Profesionales y científicos	0,617*** [0,034]	0,620*** [0,032]	0,559*** [0,029]	0,585*** [0,028]	0,606*** [0,027]	0,579*** [0,026]	0,640*** [0,025]	0,688*** [0,023]
Técnicos	0,338*** [0,024]	0,342*** [0,023]	0,315*** [0,021]	0,394*** [0,020]	0,350*** [0,020]	0,388*** [0,019]	0,348*** [0,018]	0,438*** [0,017]
Administrativos	0,146*** [0,027]	0,105*** [0,026]	0,093*** [0,024]	0,166*** [0,023]	0,122*** [0,022]	0,126*** [0,022]	0,136*** [0,019]	0,169*** [0,020]
Ventas	-0,018 [0,023]	-0,031 [0,021]	-0,013 [0,020]	-0,024 [0,019]	-0,033* [0,019]	-0,012 [0,019]	0,010 [0,017]	0,068*** [0,017]
Agricultores	-0,057* [0,033]	-0,071** [0,031]	-0,048 [0,029]	-0,061** [0,027]	-0,023 [0,028]	-0,056** [0,028]	0,014 [0,026]	0,017 [0,025]
Manuf. calificada u operador	0,099*** [0,021]	0,125*** [0,020]	0,112*** [0,019]	0,131*** [0,017]	0,113*** [0,017]	0,130*** [0,017]	0,110*** [0,015]	0,165*** [0,015]
Directivos	0,606*** [0,045]	0,704*** [0,043]	0,534*** [0,040]	0,634*** [0,038]	0,717*** [0,035]	0,725*** [0,034]	0,742*** [0,030]	0,760*** [0,029]
Categoría ocupacional: empleado de empresa privada (grupo base)								
Estado	0,057* [0,031]	0,086*** [0,030]	0,094*** [0,028]	0,078*** [0,026]	0,046* [0,027]	0,042* [0,024]	0,068*** [0,023]	0,109*** [0,022]
Cuenta propia	0,173*** [0,029]	0,130*** [0,026]	-0,040 [0,050]	-0,004 [0,047]	0,233*** [0,048]	0,150*** [0,048]	0,118** [0,051]	0,217*** [0,049]
Patrono	0,261*** [0,025]	0,237*** [0,023]	0,220*** [0,021]	0,246*** [0,020]	0,248*** [0,020]	0,253*** [0,020]	0,285*** [0,019]	0,227*** [0,019]
Tamaño de la empresa: unipersonal (grupo base)								
Empleados: 2-3	0,047* [0,027]	-0,005 [0,023]	-0,20*** [0,049]	-0,111** [0,046]	0,048 [0,047]	-0,020 [0,047]	-0,068 [0,050]	0,056 [0,048]
Empleados: 4-9	0,137*** [0,031]	0,069** [0,028]	-0,14*** [0,052]	-0,043 [0,049]	0,169*** [0,050]	0,070 [0,050]	0,033 [0,052]	0,126** [0,050]
Empleados: 10-20	0,177*** [0,033]	0,113*** [0,030]	-0,105** [0,053]	-0,022 [0,050]	0,196*** [0,051]	0,132*** [0,051]	0,046 [0,053]	0,174*** [0,051]
Empleados: > 20	0,244*** [0,030]	0,185*** [0,027]	-0,041 [0,052]	0,056 [0,049]	0,261*** [0,049]	0,212*** [0,049]	0,114** [0,052]	0,231*** [0,050]
Local independiente	-0,002 [0,019]	0,015 [0,017]	0,034** [0,016]	0,023 [0,015]	0,015 [0,016]	-0,016 [0,015]	-0,006 [0,014]	0,007 [0,014]
Constante	6,325*** [0,068]	6,401*** [0,065]	6,198*** [0,075]	6,242*** [0,072]	6,247*** [0,074]	6,182*** [0,073]	6,466*** [0,071]	6,272*** [0,070]
Observaciones	11.319	12.164	12.531	12.596	13.555	13.994	15.207	14.758
R cuadrado	0,377	0,388	0,395	0,415	0,402	0,409	0,415	0,448

Nota: Incluye variables dicotómicas de sector, *, **, *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%,

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEC

Anexo 14. Estimación de las ecuaciones de salarios, 2009-2016

Variable	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Hombre	0,073*** [0,010]	0,073*** [0,012]	0,074*** [0,012]	0,079*** [0,013]	0,128*** [0,014]	0,133*** [0,014]	0,091*** [0,013]	0,133*** [0,014]
Edad	0,022*** [0,002]	0,032*** [0,003]	0,028*** [0,003]	0,030*** [0,003]	0,028*** [0,003]	0,024*** [0,003]	0,036*** [0,003]	0,033*** [0,003]
Edad al cuadrado	-0,00*** [0,000]							
Región Central	0,065*** [0,010]	0,027** [0,012]	0,058*** [0,012]	0,076*** [0,012]	0,056*** [0,013]	0,058*** [0,013]	0,062*** [0,013]	0,067*** [0,014]
Nivel de instrucción: Primaria incompleta o menos (grupo base)								
Primaria completa	0,065*** [0,015]	0,110*** [0,019]	0,079*** [0,019]	0,074*** [0,021]	0,120*** [0,024]	0,109*** [0,023]	0,123*** [0,021]	0,120*** [0,022]
Secundaria incompleta	0,131*** [0,017]	0,207*** [0,020]	0,182*** [0,021]	0,186*** [0,023]	0,177*** [0,025]	0,215*** [0,024]	0,167*** [0,023]	0,190*** [0,024]
Secundaria completa	0,269*** [0,018]	0,330*** [0,021]	0,254*** [0,022]	0,302*** [0,023]	0,308*** [0,026]	0,325*** [0,025]	0,302*** [0,024]	0,309*** [0,025]
Universidad	0,398*** [0,020]	0,454*** [0,024]	0,468*** [0,024]	0,452*** [0,026]	0,411*** [0,029]	0,532*** [0,028]	0,501*** [0,027]	0,474*** [0,028]
Posgrado	0,626*** [0,031]	0,612*** [0,040]	0,784*** [0,040]	0,640*** [0,042]	0,648*** [0,045]	0,690*** [0,046]	0,751*** [0,042]	0,661*** [0,046]
Grupo de ocupación: trabajo no calificados (grupo base)								
Profesionales y científicos	0,712*** [0,024]	0,673*** [0,028]	0,718*** [0,027]	0,740*** [0,030]	0,874*** [0,033]	0,897*** [0,031]	0,805*** [0,030]	0,853*** [0,032]
Técnicos	0,378*** [0,018]	0,354*** [0,021]	0,422*** [0,022]	0,457*** [0,025]	0,518*** [0,026]	0,545*** [0,027]	0,490*** [0,025]	0,531*** [0,027]
Administrativos	0,192*** [0,020]	0,100*** [0,023]	0,194*** [0,024]	0,226*** [0,026]	0,269*** [0,028]	0,323*** [0,028]	0,217*** [0,026]	0,312*** [0,027]
Ventas	0,017 [0,017]	0,001 [0,020]	0,103*** [0,020]	0,125*** [0,022]	0,185*** [0,024]	0,227*** [0,023]	0,168*** [0,022]	0,192*** [0,023]
Agricultores	-0,047* [0,027]	0,001 [0,031]	0,086*** [0,032]	0,048 [0,036]	-0,086** [0,040]	-0,068* [0,041]	-0,003 [0,036]	0,050 [0,039]
Manuf. calificada u operador	0,102*** [0,016]	0,088*** [0,019]	0,132*** [0,020]	0,140*** [0,021]	0,148*** [0,023]	0,216*** [0,023]	0,166*** [0,021]	0,174*** [0,022]
Directivos	0,878*** [0,029]	0,766*** [0,033]	0,806*** [0,038]	0,863*** [0,039]	0,960*** [0,044]	1,100*** [0,048]	1,089*** [0,049]	1,084*** [0,052]
Categoría ocupacional: empleado de empresa privada (grupo base)								
Estado	0,126*** [0,022]	0,180*** [0,025]	0,252*** [0,025]	0,296*** [0,026]	0,316*** [0,028]	0,170*** [0,029]	0,244*** [0,028]	0,279*** [0,029]
Cuenta propia	0,043 [0,033]	0,070*** [0,024]	0,037 [0,026]	0,044 [0,028]	-0,007 [0,029]	0,065** [0,032]	0,093*** [0,034]	0,076** [0,038]
Patrono	0,228*** [0,019]	0,206*** [0,029]	0,395*** [0,027]	0,298*** [0,030]	0,370*** [0,032]	0,254*** [0,030]	0,287*** [0,028]	0,297*** [0,030]
Tamaño de la empresa: unipersonal (grupo base)								
Empleados: 2-3	-0,09*** [0,032]	0,106*** [0,024]	0,043* [0,026]	0,207*** [0,027]	0,108*** [0,029]	0,176*** [0,032]	0,234*** [0,033]	0,209*** [0,037]
Empleados: 4-9	-0,038 [0,036]	0,261*** [0,029]	0,166*** [0,031]	0,340*** [0,033]	0,211*** [0,035]	0,274*** [0,037]	0,378*** [0,038]	0,370*** [0,042]
Empleados: 10-20	0,030 [0,036]	0,235*** [0,031]	0,199*** [0,033]	0,344*** [0,034]	0,253*** [0,037]	0,287*** [0,039]	0,420*** [0,040]	0,341*** [0,044]
Empleados: > 20	0,086** [0,035]	0,310*** [0,029]	0,243*** [0,031]	0,445*** [0,033]	0,283*** [0,034]	0,352*** [0,037]	0,451*** [0,038]	0,442*** [0,042]
Local independiente	-0,021 [0,014]	-0,018 [0,015]	0,021 [0,015]	-0,012 [0,016]	0,026 [0,017]	0,035** [0,017]	-0,005 [0,016]	0,003 [0,017]
Constante	6,460*** [0,062]	6,013*** [0,068]	6,087*** [0,070]	5,881*** [0,075]	6,031*** [0,081]	5,875*** [0,081]	5,623*** [0,079]	5,756*** [0,084]
Observaciones	15.397	12.842	12.839	12.585	12.260	12.024	12.415	12.352
R cuadrado	0,459	0,441	0,465	0,448	0,429	0,445	0,457	0,422

Nota: Incluye variables dicotómicas de sector, *, **, *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEC