



Universidad de Buenos Aires  
Facultad de Ciencias Económicas  
Escuela de Estudios de Posgrado



# Universidad de Buenos Aires Facultad de Ciencias Económicas Escuela de Estudios de Posgrado

---

## MAESTRÍA EN ECONOMÍA

---

### TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

---

¿Son los saltos exportadores completas singularidades?  
Explorando la existencia de elementos comunes en los episodios de  
destacado crecimiento exportador

Are export surges complete singularities?  
Exploring the existence of common factors at the beginning of  
outstanding export growth episodes

---

AUTOR: ADRIEL HERMIDA

DIRECTOR: SEBASTIAN KATZ

## **Agradecimientos**

Quiero agradecer a mi director de Trabajo Final, Sebastián Katz, por su compromiso con este proyecto y sus invaluable comentarios.

Quiero agradecer a Tamara Burdisso, quien hizo aportes valiosos sobre el diseño metodológico de la investigación.

Por último, quiero agradecer a la sociedad argentina, con quien estaré eternamente en deuda, por ofrecerme una formación de carácter público a lo largo de mi vida académica, como así también oportunidades laborales en la Universidad Nacional de Quilmes y el Banco Central de la República Argentina.

## Resumen

Este Trabajo Final de Maestría (TFM) tiene como objetivo explorar la existencia de factores comunes al inicio de episodios de crecimiento destacado, vigoroso y sostenido de las exportaciones, a los que la literatura identifica como “saltos exportadores”.

Con ese fin, en primer lugar, se aplicó un filtro de selección de episodios similar al utilizado en otros trabajos de “aceleraciones de flujos”, sobre una base de volúmenes exportados de 120 economías para el período 1980-2018. La elección de volúmenes exportados en lugar de valores deflactados por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos —la práctica habitual en los trabajos previos sobre saltos exportadores— no es trivial. Uno de los hallazgos de este trabajo es que el uso de volúmenes exportados altera significativamente la identificación y selección de episodios. En segundo lugar, se construyó un panel constituido por realizaciones de 24 variables que, de acuerdo con la literatura del comercio internacional, pueden incidir en el desempeño exportador a nivel país para las distintas economías en ese período (120 economías en el período 1980-2018). En tercer lugar, se sometió a este conjunto de datos al empleo de las técnicas econométricas sugeridas para tratar la incidencia de variables en la probabilidad de ocurrencia de eventos, utilizando como referencia el modelo *probit* con efectos aleatorios estimado por máxima verosimilitud. Por último, los resultados obtenidos fueron sometidos a distintas pruebas de robustez, con el fin de constatar que se mantengan ante el uso de modelos de estimación alternativos (*logit* o el modelo de probabilidad lineal) como así también con un filtro diferente de selección de episodios.

Aplicando esa metodología encontramos que, condicional a las variables típicamente mencionadas en la literatura de comercio internacional, hay diferencias significativas y económicamente relevantes en la probabilidad de ocurrencia de este tipo de eventos entre los países emergentes de las regiones más postergadas (en particular África, y en menor medida América Latina y Asia), y los países avanzados. Encontramos evidencia de que, en el caso específico de los países de América Latina, una parte de esa carga idiosincrática podría estar asociada a su baja inserción en las cadenas globales de valor. También encontramos indicios de que la debilidad de las instituciones incidió negativamente en el éxito exportador de los países de América Latina y de Asia Emergente. En cuanto a las variables macro, encontramos que la volatilidad cambiaria es nociva para el despegue exportador, mientras que la integración financiera lo favorece. También encontramos evidencia a favor de que, en sus comienzos, los

saltos exportadores están asociados a un aumento de la tasa de inversión. No encontramos un efecto estadísticamente significativo del (nivel del) tipo de cambio real, de la integración comercial ni de los flujos de inversión extranjera directa sobre la probabilidad de ocurrencia de este tipo de eventos. Por último, los resultados sugieren que los saltos exportadores se vinculan positivamente con la facilidad con la que cada economía puede adaptar sus capacidades productivas existentes para innovar en nuevos productos, característica conocida como “flexibilidad de las capacidades productivas” por la literatura especializada.

De todo lo anterior se desprenden recomendaciones de política vinculadas con la principal motivación de este TFM, la necesidad de Argentina de experimentar un salto exportador. Así, de acuerdo con la evidencia empírica recogida en este trabajo, una mejora en el diseño y la ejecución de la política macroeconómica del país puede tener efectos positivos en las exportaciones. En particular, evitar los recurrentes episodios de elevada volatilidad cambiaria que padece nuestra economía surge como un objetivo deseable. La evidencia sugiere que el principal desafío pasa por maximizar los beneficios de la integración financiera y minimizar sus eventuales costos, procurando evitar que esta repercuta negativamente en la volatilidad cambiaria. Un marco de estabilidad cambiaria y un acceso fluido al crédito externo pueden, a su vez, facilitar un aumento de la tasa de inversión doméstica, lo cual también parecer estar vinculado con el comienzo de los saltos exportadores. La evidencia también sugiere que las probabilidades de éxito aumentarán si las firmas argentinas logran insertarse más profundamente en las cadenas globales de valor, lo cual requiere poner en marcha políticas públicas que apunten a mejorar la infraestructura logística y de telecomunicaciones, invertir en capital humano, reducir las rigideces del mercado laboral y adoptar estándares regulatorios globales en los mercados de bienes y servicios.

Finalmente, es deseable que los resultados de este TFM sean complementados a partir de investigaciones futuras que exploren el rol de las políticas públicas durante el transcurso de los saltos exportadores, como así también la naturaleza específica de los saltos exportadores de servicios, aspectos que están por fuera del alcance de este trabajo.

**Palabras clave: saltos exportadores, datos de panel, probit, volatilidad, cadenas de valor, instituciones**

Códigos JEL: C33, C35, F1, F14, F15

## Abstract

The objective of this paper is to explore the existence of common factors at the beginning of what the literature calls “export surges”: episodes of outstanding, strong and sustained export growth.

To that end, first, based on export volumes from 120 economies for the period 1980-2018 an episode selection filter similar to the one used in other “flow acceleration” studies was applied. The choice of exported volumes instead of values deflated by the US consumer price index - the usual practice in previous work on export jumps - is not trivial. One of the findings of this work is that the use of exported volumes significantly alters the identification and selection of episodes. Second, a panel was built consisting of realizations of 24 variables that, according to the international trade literature, can influence the export performance at the country level for the different economies in that period (120 economies in the period 1980-2018). Third, this data set was subjected to the use of the econometric techniques suggested to treat the incidence of variables in the probability of occurrence of events, using as a reference the probit model with random effects estimated by maximum likelihood. Finally, the results obtained were subjected to different robustness tests, in order to verify that they are maintained when using alternative estimation models (logit or the linear probability model) as well as with a different filter for selecting episodes.

Applying this methodology, we find that, conditional on the variables typically mentioned in the international trade literature, there are significant and economically relevant differences in the probability of occurrence of this type of event between the emerging countries of the most laggard regions (particularly Africa, and to a lesser extent Latin America and Asia), and advanced economies. We find evidence that, in the specific case of Latin American countries, a part of this idiosyncratic burden could be associated with their low insertion in global value chains. We also find signs that low institutional quality had a negative impact on the export success of Latin American and Emerging Asia countries. Regarding macro variables, we find that exchange rate volatility is detrimental to export surges, while financial integration favors them. We also find evidence in favor of the fact that, in the beginning, the export jumps are associated with an increase in the investment rate. We did not find a statistically significant effect of the (level of) real exchange rate, of trade integration or of direct foreign investment flows on the probability of occurrence of this type of event. Finally, the results suggest that

export jumps are positively linked to the ease with which each economy can adapt its existing productive capabilities to elaborate new products, a characteristic known as "flexibility of productive capabilities" in this specific strand of literature.

In the light of all this, policy recommendations related to the main motivation of this paper, the need for Argentina to experience an export jump, emerge. Thus, according to the empirical evidence collected in this study, an improvement in the design and execution of the country's macroeconomic policy can have positive effects on exports. Particularly, avoiding the recurring episodes of high exchange rate volatility that our economy suffers appears as a desirable objective. The evidence indicates that the main challenge is to maximize the benefits of financial integration and minimize its eventual costs, trying to prevent it from having a negative impact on exchange rate volatility. A low exchange rate volatility environment and fluid access to foreign credit can, in turn, facilitate an increase in the domestic investment rate, which also seems to be linked to the beginning of export jumps. The evidence also suggests that the odds of success will increase if Argentine firms are able to insert themselves more deeply into global value chains, which requires putting in place public policies that aim to improve logistics and telecommunications infrastructure, invest in human capital, reduce rigidities in the labor market and adopting global regulatory standards in goods and services markets.

Finally, it is desirable that the results of this paper were complemented by future research that explores the role of public policies throughout the course of export jumps, as well as the specific nature of service export jumps, aspects that are beyond the scope of this work.

**Key words: export surges, panel data, probit, volatility, global value chains, institutions**

JEL Codes: C33, C35, F1, F14, F15

# Índice

<b>Carátula</b> .....	<b>1</b>
<b>Resumen</b> .....	<b>3</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>5</b>
<b>Índice</b> .....	<b>7</b>
<b>Capítulo 1. Introducción</b> .....	<b>8</b>
<b>Capítulo 2. Planteamiento del problema</b> .....	<b>13</b>
<b>Capítulo 3. Marco teórico</b> .....	<b>16</b>
Sección 3.1. Modelo de gravedad.....	17
Sección 3.2. Cadenas globales de valor.....	18
Sección 3.3. Exportaciones y tipo de cambio (nivel y volatilidad) .....	20
Sección 3.4. Instituciones y comercio .....	23
Sección 3.5. Comercio y política industrial. Nuevos datos, dos enfoques .....	25
Sección 3.6. Duración de vínculos comerciales .....	28
Sección 3.7. Saltos exportadores .....	29
<b>Capítulo 4. Metodología</b> .....	<b>32</b>
Sección 4.1. Definición y caracterización de los saltos exportadores .....	33
Subsección 4.1.1. Fuentes de datos de volúmenes exportados.....	33
Subsección 4.1.2. Identificación de los saltos exportadores .....	34
Subsección 4.1.3. Breve caracterización de los saltos exportadores .....	39
Sección 4.2. Metodología de investigación empírica .....	41
Subsección 4.2.1. El modelo econométrico a estimar .....	41
Subsección 4.2.2. Bases de datos .....	45
<b>Capítulo 5. Hallazgos</b> .....	<b>51</b>
Sección 5.1. Principales resultados .....	51
Sección 5.2. Pruebas de robustez .....	63
Sección 5.3. Hallazgos principales y comparación de resultados con trabajos previos .....	69
<b>Capítulo 6. Reflexiones finales</b> .....	<b>72</b>
<b>Referencias bibliográficas</b> .....	<b>78</b>
<b>Anexos</b> .....	<b>87</b>

## Capítulo 1. Introducción

Entre quienes analizan las restricciones al desarrollo de la economía de nuestro país existe, desde hace un tiempo prolongado, un consenso en que Argentina necesita experimentar un salto exportador. En los últimos 70 años el país logró crecer por 5 años consecutivos solamente en 2 ocasiones y experimentó 16 episodios recesivos, de los cuales en 15 la caída de la actividad fue precedida o contemporánea de fuertes devaluaciones de la moneda y/o insuficiencia de divisas (Rapetti et. al., 2019). El bajo nivel de activos externos netos a valor nominal del gobierno general y el BCRA combinados (-31% del PIB al cuarto trimestre de 2019, el más bajo en 13 años<sup>1</sup>) le impone un techo a la posibilidad de financiar el gasto en importaciones y el pago neto de rentas a los factores mediante la venta de reservas internacionales y/o el endeudamiento neto del gobierno. Al mismo tiempo, el acotado mercado de capitales doméstico y las reiteradas licuaciones de activos en pesos son elementos que le restan fuerza a una eventual repatriación de los elevados activos externos del sector privado.

En paralelo, la historia de la economía argentina dio reiterados ejemplos de la fuerte asociación entre el crecimiento del producto y el crecimiento de las importaciones, en particular de aquellas que están estrechamente vinculadas al proceso productivo<sup>2</sup> (bienes de capital y sus piezas y bienes intermedios). Salvo contadas excepciones, la economía argentina no logró sostener un desarrollo exportador que le permitiera “conseguir” las divisas para financiar las importaciones de bienes que no se producían localmente. En la práctica, esto implicaba que tarde o temprano se volvía operativa la restricción externa al crecimiento y, ante la ausencia de divisas, la economía corregía sus desequilibrios externos de forma desordenada y por la vía recesiva (Gerchunoff y Llach, 2018). Ni el modelo económico de industrialización por sustitución de importaciones, ni la integración financiera internacional posterior lograron resolver este problema (Gerchunoff, 2020). En las últimas décadas este perfil importador no se modificó; en el período 1996-2019 las importaciones asociadas estrechamente a la producción representaron en promedio el 73% de las compras externas totales<sup>3</sup>. Al momento de escribir este TFM la economía argentina lleva más de 2 años consecutivos de contracción del PBI, y una década de virtual estancamiento con breves períodos de crecimiento seguidos casi inmediatamente por un

---

<sup>1</sup> Fuente: INDEC

<sup>2</sup> En el período 1986-2019 la correlación entre las cantidades importadas de bienes asociados a la producción y el Producto Bruto Interno fue de 0,985

<sup>3</sup> Fuente: INDEC

freno recesivo, en buena medida asociado a la dificultad de generar, en un contexto de dificultades de acceso sostenido al crédito externo, las divisas genuinas que necesita para pagar su factura importadora y así sostener su crecimiento. A la luz de nuestra historia, es altamente probable que el próximo período de crecimiento que se inicie sea demandante intensivo de importaciones.

Pese a este asentado consenso en la necesidad de la economía argentina de experimentar un salto exportador, está mucho menos claro, sin embargo, cómo lograrlo.

Rapetti et al. (2019) aportan al debate tratando de identificar los productos con los cuales Argentina podría conseguir las divisas necesarias para el crecimiento. Nuestra contribución es complementaria. Para ello, este TFM estudia experiencias exitosas de los últimos 40 años en diferentes países en la cuales las exportaciones crecieron fuertemente y de forma sostenida. El objetivo es determinar si existen factores comunes en aquellos episodios o, por el contrario, se trata de sucesos puramente idiosincráticos. Entender la experiencia internacional puede aportar información valiosa para la difícil tarea de lograr un crecimiento sostenido de las exportaciones argentinas. En el campo de la economía internacional, mejorar el entendimiento de los factores que se asocian con una mayor probabilidad de que un país experimente un salto exportador tiene relevancia intrínseca y complementa, desde una perspectiva macroeconómica, a la floreciente literatura sobre los determinantes de la duración de los vínculos comerciales entre firmas, cuyo principal hecho estilizado es la brevedad que caracteriza a la mayoría de las relaciones comerciales entre firmas de distintos países

Con este fin definimos el objeto de estudio, los saltos exportadores, valiéndonos de un filtro aceptado y difundido en la literatura de “aceleraciones de flujos” (Hausmann et. al, 2005; Ebeke, 2014) y lo aplicamos a una base de volúmenes exportados de 120 países en el período 1980-2018. Este filtro consta de 5 condiciones que un episodio debe cumplir para ser considerado un salto exportador: un crecimiento destacado, vigoroso y sostenido de las exportaciones<sup>4</sup>. En base a esa metodología se encontraron 122 saltos exportadores

---

<sup>4</sup> En términos operativos esto significa que una economía experimenta un salto exportador en un período de  $X$  años si cumple las siguientes condiciones sobre los volúmenes exportados: un crecimiento anual promedio superior al del comercio global y superior al 3%; una aceleración respecto a la tasa de crecimiento previa (los saltos no son tendencia); que, luego del salto, durante el período que dure el episodio, el nivel de los volúmenes exportados sea siempre superior al nivel previo; y que se trate de un proceso sin retrocesos (a lo largo del episodio la tasa de crecimiento anual es siempre positiva).

experimentados por 71 países (de manera notoria, hay varios países que tuvieron más de un episodio en el período bajo estudio).

En segundo lugar, se construyó un panel<sup>5</sup> constituido por realizaciones de 24 variables que, de acuerdo con la literatura del comercio internacional, reseñada en el marco teórico de este TFM, pueden incidir en el desempeño exportador a nivel país. En tercer lugar, se sometió a ese a este conjunto de datos al empleo de las técnicas econométricas sugeridas por la literatura para tratar la incidencia de distintas variables en la probabilidad de ocurrencia de eventos en una serie de regresiones, utilizando como referencia el modelo *probit* con efectos aleatorios estimado por máxima verosimilitud. En la medida en que este modelo *probit* es el predominantemente utilizado, la elección está basada en facilitar la comparación con los trabajos previos. Por último, los resultados obtenidos fueron sometidos a distintas pruebas de robustez, con el fin de constatar que los resultados alcanzados se mantengan ante el uso de modelos de estimación alternativos (*logit* o el modelo de probabilidad lineal) como así también con un filtro diferente de selección de episodios.

Consideramos que este TFM realiza un aporte considerable a la literatura específica sobre saltos exportadores. No se trata, por cierto, del primer trabajo que tenga como objeto de estudio a este tipo de episodios. Freund y Pierola (2012), Einchengreen y Gupta (2013) y Cerra y Woldemichael (2017), también analizaron los determinantes de los saltos exportadores. Sin embargo, hasta donde llega nuestro conocimiento, éste es el primer trabajo donde se consideran los volúmenes exportados, mientras que en los tres anteriores se consideraron valores exportados deflactados por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos. Como se verá más adelante, esa definición de “exportaciones reales” es clave en la identificación de episodios. En el Capítulo 4 de este TFM, se demuestra que Cerra y Woldemichael —trabajo que se toma como referencia por tener la muestra más extensa de los tres recién mencionados— identifican como saltos exportadores a episodios donde los volúmenes exportados no crecen lo suficiente y no identifican otros dónde las cantidades exportadas sí crecieron de forma sostenida de acuerdo a las medidas utilizadas por nosotros. En este sentido, la correcta selección de los saltos no es trivial. Aplicando una metodología de estimación muy similar a la que aplican esas autoras -pero sobre episodios a nuestro juicio correctamente identificados- no todos los determinantes de los saltos exportadores postulados en ese trabajo se mantienen como tales. A diferencia de

---

<sup>5</sup> Que abarca a las mismas 120 economías en el mismo período 1980-2018.

los tres trabajos previos, en este TFM no sólo se ponen de manifiesto las marcadas desventajas de las regiones más postergadas, en particular de las economías africanas, en la probabilidad de ocurrencia de estos eventos, sino que también se proponen factores que podrían estar detrás de al menos una parte de este componente idiosincrático. Cabe destacar, asimismo, que este TFM se trata también del primer estudio en el que se incorpora como determinante de esta clase de episodios una medida de la flexibilidad de las capacidades productivas, es decir, la facilidad la con la que cada economía puede adaptar el *know how* existente para innovar en nuevos productos, la cual resultó ser estadísticamente significativa.

Cabe destacar que, aunque estén estrechamente relacionados con los saltos exportadores, este TFM no tuvo como objetivo estudiar los determinantes de las exportaciones (factores que indiquen en el nivel o el cambio de un período a otro de los valores o volúmenes exportados). Nuestra intención fue explorar la existencia de factores comunes a nivel macro que impulsen o limiten la probabilidad de ocurrencia de episodios de crecimiento destacado, vigoroso y sostenido de las cantidades exportadas, que caracterizan a los saltos exportadores. Al tratarse de construcciones teóricas distintas (siendo el objeto de estudio de este trabajo, los saltos exportadores, episodios que cumplen con condiciones exigentes), los determinantes no tienen por qué ser necesariamente los mismos. En consecuencia, los hallazgos de este trabajo (la aparente influencia positiva de algunos factores sobre la ocurrencia de los saltos exportadores, como la inserción en cadenas globales de valor o la fortaleza institucional, o la aparente irrelevancia de otros, como el nivel del tipo de cambio real) no deben extrapolarse a un análisis sobre los determinantes de las exportaciones per se.

Este TFM se organiza de la siguiente manera: luego de esta introducción en la que se presentó el tema de investigación y se indicó su relevancia, se desarrollará el problema de investigación, se definirán los objetivos de este TFM y se presentará la hipótesis a verificar mediante el empleo de métodos econométricos. Más adelante se presenta el marco teórico del cual se desprende la pregunta de investigación que guía este TFM. Seguidamente se presenta la metodología de investigación con la que se abordará el problema de investigación. Esta parte cuenta con tres secciones. En la primera se define y se caracteriza al objeto de estudio de este TFM -los saltos exportadores- y se demuestra que en el trabajo anterior más extenso sobre este tema se incurrió, a nuestro juicio, en un error de selección que puede sesgar las conclusiones alcanzadas. En la segunda sección, se describe el panel de datos, se explica la metodología cuantitativa escogida y se plantean (el signo de) los efectos que, en caso de existir, se espera que generen las variables

consideradas en la probabilidad de ocurrencia de los saltos exportadores. Luego, se exhiben y se comentan los resultados principales y se realizan una serie de pruebas de robustez a las que se los somete. El trabajo finaliza con una última parte en la que se resumen los principales hallazgos, se esbozan recomendaciones de política derivadas de ellos, se remarcan los límites de este trabajo y se sugieren líneas de investigación complementarias a este TFM.

## Capítulo 2. Planteamiento del problema

La evidencia empírica sobre *export-led growth* puso de manifiesto la existencia de episodios de crecimiento vigoroso y sostenido de las exportaciones a nivel país durante períodos prolongados de tiempo. En esta corriente de la literatura se destacaron los casos de los denominados “nuevos países industrializados” (NIC) de primera generación de Asia (Hong Kong, Singapur, Corea del Sur y Taiwán), de segunda generación (Malasia y Tailandia) y, más recientemente, el de China (Giles y Williams, 2000).

Más adelante, la disponibilidad de datos de comercio exterior a nivel firma y transacción, permitió indagar sobre la naturaleza de los vínculos comerciales entre firmas. En un trabajo fundacional, Besedes y Prusa (2006) demostraron que la mayoría de las relaciones comerciales entre los importadores de Estados Unidos y sus proveedores externos eran breves, pero que aquellas pocas firmas que lograban “sobrevivir” al primer año de vínculo comercial con su importador tenían una elevada probabilidad de mantener esa relación durante varios años. Una serie de trabajos empíricos posteriores llegaron a la misma conclusión utilizando diversas muestras de países y para distintos períodos de tiempo.

Contribuyendo a esta literatura, Easterly et al. (2009) demostraron que una porción considerable de las exportaciones manufactureras está explicada por unos pocos grandes éxitos (*big hits*) y que la mayor fuente de variación proviene de *shocks* sobre la demanda.

La unión de los hechos estilizados previamente mencionados (la existencia de episodios de crecimiento macroeconómico *export-led*, la brevedad característica de la mayoría de los vínculos comerciales en el intercambio internacional y la marcada concentración de las exportaciones explicadas por unos pocos casos exitosos) indicaría que aquellos episodios de crecimiento exportador a nivel país identificados en la literatura, con predominancia de las economías emergentes de Asia, estaban compuestos por unos pocos vínculos comerciales duraderos y de gran magnitud (*big hits*) y una mayoría de nuevas entradas a mercados y/o nuevos productos exportados (y salidas) a lo largo de los años.

Esta evidencia generó un terreno fértil para explorar la existencia de factores comunes a nivel país que hayan facilitado en cada caso el despegue exportador. Hasta dónde llega nuestro

conocimiento, se escribieron 3 trabajos cuyo objeto de estudio fueron los saltos exportadores, siendo, a nuestra manera de entender, el más reciente —Cerra y Woldemichael (2017)—, el más completo de ellos. Sin embargo, como ya se mencionó, consideramos que en los tres trabajos los autores incurren en el mismo error de selección de episodios. En efecto, el problema es que los autores identifican como saltos exportadores a episodios en los que volúmenes exportados no crecen de forma significativa, mientras que omiten otros en los que aquello sí sucede. A nuestro juicio, la razón de esta deficiente identificación de episodios obedece al uso del índice de precios de Estados Unidos como deflactor de los valores exportados. Ante esta situación, para entender correctamente el fenómeno de los saltos exportadores, proponemos como alternativa la identificación de los episodios a partir de datos de volúmenes exportados.

Como se detalla en la primera sección del capítulo 4 (Metodología) de este TFM, con el objetivo de identificar a los saltos exportadores de una forma superadora a lo realizado hasta el momento en la literatura, se construyó un set de datos de volúmenes exportados junto a una batería de indicadores que dan cuenta de distintos determinantes de las exportaciones previamente identificados en la literatura, para 120 economías en el período 1980-2018. Luego, se sometió a este conjunto de datos al empleo de las técnicas econométricas sugeridas para tratar la incidencia de variables en la probabilidad de ocurrencia de eventos. De esa forma, se contrastó empíricamente la validez de los resultados hallados en los trabajos previos, y al mismo tiempo, se exploró la relevancia de otros potenciales determinantes que no habían sido todavía incorporados al estudio de los saltos exportadores.

## **Objetivos**

Objetivo general:

- Explorar la existencia de factores comunes a nivel país al inicio de los saltos exportadores

Objetivos específicos:

- Identificar a los saltos exportadores de las últimas 4 décadas de una forma superadora a lo realizado hasta el momento en la literatura.
- A partir de la identificación anterior, verificar si se mantienen los determinantes identificados en trabajos previos y testear la incidencia de variables no consideradas en la literatura hasta este momento.

## **Hipótesis**

Este TFM se propone testear la hipótesis de que, a pesar de ser eventos que se dan bajo una combinación de condiciones específicas, existen factores comunes a nivel país que, en promedio, alteran la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador en un momento determinado.

### Capítulo 3. Marco teórico

El comercio internacional ha tenido un lugar de privilegio en la literatura sobre desarrollo económico desde los tiempos de Adam Smith. La noción de que el desarrollo del comercio fomenta la especialización, y ésta -a través de las economías de escala que posibilita- a su vez, implica mejoras de productividad, es una de las más arraigadas en la disciplina económica. Esta idea tomó nuevo impulso a partir de la exitosa experiencia de algunos países del sudeste asiático en la segunda mitad del siglo XX, luego denominados “nuevos países industrializados” (NIC) de Asia<sup>6</sup>, que implicó cambios sustanciales en el nivel de ingreso de sus habitantes. Entre los elementos clave de dichas experiencias se verificó un crecimiento vigoroso y sostenido de las exportaciones, lo que, de acuerdo con algunos autores, fue el resultado de políticas industriales activas por parte de las autoridades. Según este enfoque, aquellos gobiernos adoptaron la estrategia de crecimiento adecuada, estrategia que se conoce como *export-led growth* (Giles y Williams, 2000; ver Kampel y Katz, 1995 para un análisis detallado de la estrategia surcoreana de posguerra). Si bien, entre fines de la década de 1980 y comienzos de 1990 se alertó sobre la imposibilidad de determinar el orden de causalidad entre exportaciones y nivel de ingreso (Helpman, 1988; Rodrik, 1994), a partir del uso de factores geográficos como variables instrumentales, Frankel y Romer (1999) primero y Siscart y Noguera (2005) luego, encontraron evidencia robusta de que, independientemente del nivel del ingreso, un aumento del flujo comercial estimula el crecimiento de los países. La relevancia del tema de investigación de este TFM en el campo de la economía internacional se apoya en este hecho estilizado.

Los factores que inciden en el éxito exportador de una economía son variados. En la literatura de comercio internacional aparecen recurrentemente aspectos tecnológicos, macroeconómicos, microeconómicos, institucionales, geográficos, factoriales, de organización industrial y de política comercial. Repasar exhaustiva y minuciosamente cada uno de los potenciales determinantes de las exportaciones está fuera del alcance de este TFM. Este capítulo tiene como finalidad construir el marco teórico que sirva como soporte y guía a la investigación empírica presentada en el capítulo 5. En función de esa meta, este capítulo está organizado en siete secciones. En las primeras se presentan seis grandes líneas de investigación de la literatura sobre comercio internacional (en las que se conjugan factores de diversa índole), cada una de las cuales realiza aportes valiosos y complementarios acerca de las causas del éxito exportador. En

---

<sup>6</sup> De primera generación (Hong Kong, Singapur, Corea del Sur y Taiwán), de segunda generación (Malasia y Tailandia) y, más recientemente, también China.

la séptima y última sección de este capítulo, se describen los que, hasta donde llega nuestro conocimiento, son los únicos tres trabajos que tratan específicamente sobre el objeto de estudio específico de este TFM, los saltos exportadores.

### Sección 3.1. Modelo de gravedad

Quizás, el enfoque más simple y, a la vez, potente para explicar los movimientos de bienes y factores entre países es el modelo de gravedad. En su versión tradicional, el flujo de comercio entre dos países es proporcional a sus tamaños e inverso a su distancia (Tinbergen, 1962). Posteriormente se fueron incorporando factores que dan cuenta de costos de transacción específicos y trabas al comercio como las barreras arancelarias y otros de segundo orden, como la existencia de un lenguaje común, una frontera y husos horarios compartidos. El modelo de gravedad ha tenido reiterados resultados favorables en su contrastación empírica (Anderson, 2011) por lo que es indispensable controlar por estos factores en cualquier investigación sobre flujos comerciales.

La proliferación de acuerdos comerciales a finales del siglo XX le dio un nuevo impulso a esta literatura, la cual se valió de desarrollos previos de la teoría de la integración económica (Viner, 2014). Dado que los acuerdos de libre comercio implican un acceso preferencial recíproco al mercado de los socios comerciales, es esperable que se produzca un aumento de las exportaciones de ambas partes. Sin embargo, hasta mediados de la década del 2000, la evidencia empírica era, en el mejor de los casos, mixta, lo cual, según Baier y Bergstrand (2007) podía atribuirse al hecho de que la firma de un acuerdo comercial no es un hecho exógeno, sino que tiende a responder a factores similares a los que se consideran en la teoría del comercio (tamaño y similitud en el nivel de ingreso, cercanía y dotaciones factoriales complementarias; Baier y Bergstrand, 2004). Esto sesga cualquier estimación por mínimos cuadrados que no corrija la endogeneidad. Los trabajos posteriores que utilizaron técnicas econométricas para corregir ese sesgo encontraron evidencia a favor de un impacto estadísticamente significativo y económicamente relevante de los acuerdos comerciales en los flujos de comercio (Baier y Yotov, 2016; Hannan, 2016).

A pesar de que las medidas de apertura comercial unilateral, como la baja de aranceles a la importación, no garantizan reciprocidad, recientemente se ha encontrado evidencia a favor de un efecto positivo de estas medidas sobre las exportaciones. La caída en los costos de

adquisición de bienes intermedios les permite a los exportadores de bienes finales ser más competitivos en sus mercados externos (Irwin, 2019).

A la luz de esta evidencia, tanto el acceso preferencial a terceros mercados como el nivel de apertura comercial de jure fueron considerados como potenciales determinantes de los saltos exportadores en este TFM.

### Sección 3.2. Cadenas globales de valor

Al calor de una notoria caída en los costos de transacción evidenciada en las últimas décadas, se forjó uno de los fenómenos más destacados de la economía internacional; el de las cadenas globales de valor (CGV). Una CGV se define como una cadena cuyos eslabones son procesos productivos fragmentados y geográficamente dispersos con la finalidad de brindar un producto, desde su concepción hasta la experiencia de uso (Casella et. al. 2019). Las tareas involucradas van desde el diseño hasta los servicios post venta, pasando también por las distintas etapas del proceso productivo. En consecuencia, aquellas firmas participantes de estas cadenas, más que especializarse en la producción de bienes o servicios finales, se focalizan en determinadas tareas o segmentos del proceso productivo. Esta fragmentación en partes dispersas globalmente implica que las CGV requieren coordinación para su funcionamiento. Esta se da bajo diversos esquemas de gobernanza, que van desde el control total por parte de una gran empresa hasta relaciones puras de mercado con el poder distribuido de forma simétrica (Gereffi et. al., 2005). En todos los casos, mientras que una firma pertenezca a una CGV mantendrá vínculos comerciales estrechos y repetidos con al menos otro integrante de la cadena. Esta característica de las CGV hace que no pueda obviarse su análisis en un estudio de eventos como los saltos exportadores.

La dramática reducción del costo de procesar información a largas distancias propiciada por la revolución de las TICS, la oleada de acuerdos comerciales que tuvo como consecuencia una reducción de las barreras arancelarias y la integración a la economía global de grandes territorios previamente aislados (en particular China), han coadyuvado a fortalecer a las CGV, las cuales estuvieron detrás del auge del comercio desde mediados de la década de 1980 (BIS, 2017), llegando a explicar más de la mitad de los intercambios globales en vísperas de la crisis financiera global (Dollar et. al., 2017).

Pueden destacarse tres grandes “fábricas globales” (la de América del Norte, la de Europa y la de Asia), con sus centros neurálgicos en Estados Unidos, Alemania y China, respectivamente (WTO, 2019). Los fundamentos del grado de participación de una economía en las CGV pueden agruparse en cuatro categorías: dotaciones factoriales (por ej. abundancia de trabajo o capital humano), tamaño de mercado (por ej. disponibilidad de variedad de insumos domésticos de calidad), geografía (por ej. cercanía a un gran mercado) e instituciones (desde la fortaleza de los derechos de propiedad hasta la estabilidad macroeconómica), algunos de los cuales tienen naturalmente un componente “estático” pero también pueden ser alterados favorablemente por las políticas públicas implementadas (World Bank, 2020). El heterogéneo grado de inserción de las distintas regiones de economías emergentes a las CGV reflejaron profundas diferencias en aquellos fundamentos. Mientras que los países del Este Asiático y Europa del Este vieron los frutos de una integración exitosa (aumentos de productividad, transferencia tecnológica y caída de la pobreza), las firmas radicadas en Sudamérica, África y el centro de Asia no pudieron acoplarse de forma masiva a este esquema, lo que presumiblemente afectó el dinamismo de sus exportaciones.

Luego de la crisis financiera de 2008/2009, la marcha de las CGV se ha ralentizado por diversos factores, entre los que se destacan un menor crecimiento del producto global, el retorno de políticas comerciales de corte más proteccionista y la creciente automatización de los procesos productivos, lo que limita la ventaja comparativa basada en la abundancia de trabajo y los bajos salarios (World Bank, 2020). Es probable que la pandemia del Covid-19 implique transformaciones adicionales sobre el modo de organización de la producción a escala global.

A raíz de lo anterior puede decirse que en la mayor parte del período bajo análisis en este TFM (1980-2018) insertarse a una CGV fue como subirse a un tren en movimiento. En este contexto histórico es esperable que el grado de integración de las firmas domésticas en las cadenas globales de valor haya incidido en la probabilidad de ocurrencia de los saltos exportadores. En el capítulo 5 se explorará esta presunción.

### Sección 3.3. Exportaciones y tipo de cambio (nivel y volatilidad)

Es sabido que, convencionalmente, se asume que, en ausencia de precios completamente flexibles, las depreciaciones cambiarias reales abarataban en términos relativos a los bienes domésticos y, de esta manera, estimulaban a las exportaciones (Krugman y Obstfeld, 2003). A contramano de esta tradición, una creciente evidencia empírica apunta a una baja respuesta de las exportaciones a las depreciaciones cambiarias (Adler et. al., 2020). Múltiples canales han sido explorados para explicar este fenómeno:

El primer canal hace alusión a la moneda en la que se facturan las transacciones de comercio exterior. Ya sea bajo el paradigma *local currency pricing* —LCP— (Engel, 2006) o *dominant currency paradigm* —DCP— (Casas et al., 2016), en un entorno de rigidez de precios, al menos en el corto plazo, los precios de venta seteados en una moneda extranjera no se modifican ante una depreciación de la moneda doméstica y por lo tanto no hay respuesta de las cantidades. El resultado es un cambio en el margen unitario del exportador.

El segundo canal hace referencia a la discriminación de precios por destino lo que usualmente se conoce como *pricing to market* —PTM— que, dada una estructura de mercado de competencia imperfecta, las firmas compiten *a la Cournot*, escogiendo óptimamente un nivel de cantidades y no traspasando completamente cambios en la paridad cambiaria a sus precios de exportación, dejando que los márgenes variables absorban los *shocks* (Atkinson y Burstein, 2008).

Un tercer canal hace foco sobre el impacto de las depreciaciones cambiarias en los costos unitarios. La presencia de las firmas exportadoras en cadenas globales de valor —CGV— implica que, si bien ante una suba del tipo de cambio nominal puede mejorar la competitividad precio del bien final que ofrecen las firmas donde ocurrió la depreciación, eso puede ser contrarrestado por un aumento en el costo de los insumos importados propios como así también por una reducción en el costo de producción de competidores externos en la medida que sus bienes finales ofrecidos utilicen como insumos productos elaborados en el país cuya moneda se deprecia (Amiti et al., 2014; Ahmed et al., 2016). Otros autores destacaron el rol de los costos de distribución, los cuales, al tener un elevado componente no transable, pueden generar una brecha entre el precio de los bienes transables en los mercados de origen y destino, y reducir así la respuesta de las cantidades demandadas (Burstein et al, 2003).

En presencia de complementariedades estratégicas entre el exportador y sus competidores en el mercado de destino, aún con un elevado *pass through* del tipo de cambio a precios, el efecto en las cantidades exportadas puede ser limitado si es que las firmas locales reaccionan y establecen sus precios en torno a los de su competidor extranjero (Amiti et al., 2016).

La reconocida presencia de costos fijos específicos de la actividad exportadora (Melitz, 2003), llevó a otros autores a preguntarse si las depreciaciones cambiarias podían exacerbar el rol de las fricciones financieras en las firmas exportadoras. Si bien la respuesta ha sido, en general, afirmativa, se pueden destacar dos tipos de trabajos en esta línea de investigación. Por un lado, están quienes enfatizaron el efecto hoja de balance: una devaluación puede conllevar un deterioro patrimonial de las firmas en la medida en que se hayan endeudado en moneda extranjera. También pueden endurecerse las condiciones de acceso al crédito, en el caso de que la devaluación provoque una caída en el valor de los activos de la firma. Estos efectos negativos de las depreciaciones cambiarias pueden, en ocasiones, contrarrestar cualquier efecto positivo sobre la competitividad y explicar el lento o nulo aumento de los volúmenes exportados (Berman y Berthou, 2009; Desai et. al., 2008). Por su parte, otros autores sostienen que los efectos hojas de balance no son suficientes para caracterizar empíricamente la poca respuesta de los volúmenes exportados ante subas abruptas del tipo de cambio y enfatizan el rol de la tasa de interés. Alesandria et al., 2013 y Kohn et. al., 2020 analizaron episodios de fuertes depreciaciones y encontraron que la respuesta de las exportaciones fue mayor en aquellas economías en las que la tasa de interés subió menos. Proponen que esto se debe un alza en la tasa de interés hace menos atractivo incurrir en los costos hundidos necesarios para exportar.

Algunos autores han encontrado evidencia que le resta importancia a algunos de los factores mencionados y/o han postulado que, aun considerándolos, la elasticidad de las exportaciones a las depreciaciones es sorprendentemente baja. Leigh et al. (2017), corrigiendo las estimaciones de Ahmed et al. (2016) por endogeneidad, encuentran que el *pass through*, si bien incompleto, se mantuvo estable en el período 1980-2005 a pesar de que haya aumentado la presencia de las CGV en el comercio global. Lewis (2017) compara el desempeño de modelos que incorporan varios de los factores considerados (rigidez de precios, complementariedades estratégicas e insumos importados) a la hora de explicar la respuesta de los flujos de comercio para Estados Unidos en el periodo 1989 a 2009 y encuentra que todos sobreestiman la elasticidad esperada. Por último, Mayer y Steingress (2019), asumiendo que prevalece el DCP, sugieren que el abordaje metodológico usual de estudiar elasticidades agregadas de exportaciones a subas en el

tipo de cambio nominal implica una sobreestimación del efecto de las depreciaciones que se compensa con una subestimación del efecto de la demanda externa.

Con la misma poca fortuna, otra corriente de la literatura se debate sobre los efectos de la volatilidad del tipo de cambio en los flujos de comercio. En general, los autores focalizaron sus trabajos en los efectos de la volatilidad del tipo de cambio real sobre los flujos de comercio (Auboin y Ruta, 2013). De todos modos, dado que en el corto plazo los precios no son completamente flexibles, la volatilidad del tipo de cambio real refleja en mayor medida la volatilidad del tipo de cambio nominal. En el corto plazo, donde los costos de producción y los precios de exportación están fijos, el riesgo cambiario de una firma es función del tipo de cambio nominal. Más aún, los episodios de alta inflación suelen estar asociados a una mayor volatilidad de precios relativos (Heymann y Leijonhufvud (1995)). En este sentido, en economías caracterizadas por una elevada inestabilidad macroeconómica, como es el caso de Argentina, la volatilidad nominal, en la medida que le quita precisión a las señales de precios relativos que reciben los agentes, puede inducir fallas de coordinación y tener efectos reales negativos (Fanelli y Frenkel, 1996). En efecto, utilizando un panel con 178 países en el periodo 1975-2000, Clark et. al (2004) emplean ambas medidas de volatilidad cambiaria (real y nominal) y no encuentran diferencias estadísticamente significativas en el efecto estimado sobre los flujos de comercio, lo cual se vincula con la elevada correlación entre ambas medidas de volatilidad. No obstante, hasta el momento, cualquiera sea la medida de volatilidad cambiaria propuesta (real o nominal) los resultados han sido ambiguos (Caglayan et. al., 2013). Desde una perspectiva teórica, en función de los supuestos adoptados, se han planteado todas las alternativas posibles: la volatilidad cambiaria puede generar efectos negativos, positivos o incluso neutros sobre las exportaciones.

Tradicionalmente prevaleció la idea de que si se asume cierta aversión al riesgo, la volatilidad del tipo de cambio genera la necesidad de instrumentos de cobertura que pueden ser costosos (o ni siquiera estar disponibles), ante lo cual la respuesta óptima de una firma cuyos beneficios resultan de las ventas externas será reducir la producción y las exportaciones (Clark, 1973). Más adelante, sin embargo, otros autores ofrecieron bases teóricas para esperar exactamente lo opuesto. Para aquellas firmas que cuenten con un mercado doméstico que les sirva de “cobertura”, las firmas que sean suficientemente flexibles podrían aprovechar cada una de las oportunidades creadas por la volatilidad de las paridades cambiarias reasignando su oferta exportable de forma adecuada (Broll y Eckwert, 1999).

Otros autores resaltaron la importancia de los costos fijos específicos asociados a la actividad exportadora (adaptación de productos, canales de distribución) lo que le otorgaría más inercia a la decisión de la firma de entrar(salir)/no entrar(permanecer) en un mercado. En este contexto la volatilidad cambiaria tendría poco o nulo efecto sobre las exportaciones (Clark et. al., 2004).

Dado el poco consenso teórico respecto a un efecto univoco de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones, no es sorprendente que los resultados empíricos hayan registrado resultados ambiguos. Si bien, en general, la evidencia tiende a reconocer un impacto negativo pero muy leve de la volatilidad sobre los flujos de comercio, la conclusión no es robusta a distintos tipos de muestras y especificaciones (Coric y Pugh, 2010).

En suma, consideramos que el debate sobre el efecto que el tipo de cambio ejerce sobre las exportaciones se encuentra abierto. Dado el peso específico que tiene en la literatura el vínculo teórico entre tipo de cambio y bienes transables, en el capítulo 5 se analizará cuantitativamente si la competitividad cambiaria y/o la volatilidad cambiaria tienen efecto sobre los saltos exportadores.

### Sección 3.4 Instituciones y comercio

Uno de los factores del éxito exportador que en las últimas décadas ha ganado relevancia en la literatura es el de la calidad de las instituciones. Teóricamente, la calidad de las instituciones es asimilada en la teoría del comercio como un factor adicional, por lo que puede definir la ventaja comparativa de una economía en términos ricardianos. En los últimos 20 años se publicaron varios trabajos empíricos al respecto con resultados auspiciosos. Anderson y Marcoullier (2002) encuentran que mejores índices sobre corrupción y cumplimiento de contratos explican una buena parte del mayor flujo de comercio que se da entre países avanzados, flujo que resulta desproporcionado si sólo se consideran los factores típicos de la literatura de gravedad. Méon y Sekkat (2008) utilizaron un set más amplio de indicadores sobre calidad institucional y separan las exportaciones en manufacturas y el resto. Sólo encuentran una asociación positiva robusta entre las exportaciones de manufacturas y bajos niveles de corrupción, lo cual asocian al hecho de que las manufacturas son productos más complejos que requieren más capital humano, el cual puede escasear si los recursos del gobierno son capturados por grupos de interés. A partir de un set de datos de corte transversal a nivel industria, Nunn (2007) halló que los países con mejores índices de cumplimiento de los contratos (*rule of law index*) tenían

mayores exportaciones de sectores intensivos en contratos, entendiéndose por esto a una mayor proporción de insumos diferenciados, cuyos precios no se establecían en mercados públicos como sucede con los *commodities*. Con una definición más genérica de sectores contrato-intensivos (haciendo foco en la variedad de insumos, y, por ende, de vínculos comerciales), Levchenko (2007) llegó a una conclusión similar. Feenstra et. al (2013) también hallaron evidencia de la importancia de las diferencias relativas de las instituciones a nivel subnacional. Soeng y Cuyvers (2018) encontraron que la mejora en las prácticas de gobernanza de una economía emergente como Camboya contribuyó positivamente a su excelente desempeño exportador en el período 1996-2015. Por último, otros autores destacaron la importancia de la profundidad y solidez de las instituciones financieras sobre las exportaciones. Manova (2013) encontró que las economías con mercados financieros profundos exportan un conjunto más amplio de productos y llegan a más mercados. Paravisini et. al. (2015) y Amiti y Weinstein (2011) hallaron que, durante episodios de estrés financiero, las restricciones crediticias afectan considerablemente el nivel de exportaciones, sobre todo en el margen intensivo. De estos hallazgos no se desprende que sea conveniente una apertura irrestricta al movimiento de capitales para favorecer el desempeño exportador. Si bien, por un lado, la integración financiera permite el acceso de las firmas domésticas al financiamiento externo, lo que, en tiempos normales, relaja su restricción crediticia; por el otro lado, la volatilidad de los flujos financieros, acentuada en el caso de economías emergentes, eleva la exposición a episodios de estrés que pueden implicar problemas de liquidez para las firmas exportadoras, cuya actividad comercial es muy dependiente del crédito. Por último, cabe destacar que, sobre todo en caso de países emergentes, la integración financiera puede exponer a la economía a episodios de entradas y/o salidas abruptas de capitales, lo que puede derivar en excesiva volatilidad cambiaria (IMF, 2012), y, como se mencionó antes, desalentar las exportaciones.

A pesar de su relativo éxito, esta literatura no está enteramente exenta de dificultades. En particular pueden identificarse dos debilidades. En primer lugar, existen sobradas razones para suponer que la causalidad puede correr en el sentido inverso (exportaciones-instituciones). Si bien se buscó lidiar con este problema de endogeneidad en varios de los trabajos citados con técnicas tradicionales como las variables instrumentales, los resultados no son del todo convincentes (Nunn y Trefler, 2014). En segundo lugar, si ya de por sí “instituciones” es un concepto extremadamente complejo; atribuirle valores numéricos a su calidad para hacerla comparable a través del tiempo y en distintos países es un propósito cuanto menos ambicioso. Kaufmann et. al (2007), quienes elaboran los indicadores de gobernanza más utilizados, hacen

un repaso de las críticas recibidas, y si bien consideran que la mayoría son infundadas o de poco valor práctico, reconocen que cierto grado de arbitrariedad es inevitable a la hora de valorizar cuestiones de índole cualitativa. En el Capítulo 5 de este TFM emplearemos el set de datos elaborado por Kaufmann et. al para explorar el vínculo entre calidad institucional y éxito exportador.

### Sección 3.5. Comercio y política industrial: Nuevos datos, dos enfoques

La mayor disponibilidad de datos sobre transacciones comerciales a nivel global permitió adoptar un enfoque de corte más empírico sobre los determinantes del éxito exportador. Se destacan, al respecto, dos corrientes casi antagónicas; la de similitud de bienes o “el espacio de productos”, que hace foco en los factores de oferta y la de los *big hits*, que hace lo propio con los factores de demanda.

La noción de parentesco entre bienes tiene raíces profundas. Marshall (1890) destacaba que en las regiones industriales de Inglaterra los “secretos de negocios se encontraban en el aire” para hacer referencia a algún tipo de externalidad positiva que derivaba de la concentración geográfica de firmas. Gracias a la disponibilidad de un extenso set de datos sobre comercio internacional, Hausmann y Klinger (2007) hicieron un aporte fundamental en este sentido al resaltar que el cambio en las ventajas comparativas de los países estaba gobernado por el principio de similitud entre los bienes. Según este enfoque, las firmas innovan hacia bienes “cercanos”, es decir, hacia aquellos cuyo costo de adaptación de sus técnicas productivas sea bajo. En este trabajo se destacan dos hallazgos empíricos que guiaron subsecuentes investigaciones: por un lado, el parentesco entre bienes no se limitaba a la intensidad con la que se empleaban factores productivos ni tampoco a alguna medida agregada de sofisticación tecnológica, sino que era mucho más producto específico: ese parentesco se fundamentaba en alguna especie de conocimiento práctico común. Por otro lado, a partir de estas conexiones los autores mapearon un “espacio de productos”, el cual presentaba mucha heterogeneidad en cuanto a la densidad de sus regiones. Como corolario, aquellos países que se especializaran en bienes que se ubican en la parte aislada del espacio de productos (bienes que requerían capacidades extremadamente específicas) tendrían poca capacidad de reconversión y por lo tanto menos flexibilidad ante *shocks*. Proponen así una novedosa explicación de la dependencia del sendero que se menciona en la literatura sobre desarrollo. De este enfoque se desprenden recomendaciones de política. Dado que las economías emergentes se caracterizan

por especializarse en materias primas con poca conexión con el resto de los bienes, se encuentran atrapadas en un equilibrio en el que la innovación es provista de forma subóptima por la iniciativa privada de mercado. Racionalmente, las firmas no encuentran incentivos para acercarse a la zona densa del espacio porque los costos de adaptación de sus tecnologías actuales superan los beneficios esperados. En este contexto, los autores plantean la necesidad de una política industrial activa, que promueva la innovación hasta alcanzar un equilibrio positivo, en el que, al haber alcanzado la parte densa del espacio, las firmas innoven de forma autónoma. Podría decirse que, conservando la idea rectora de que el comercio internacional puede ser un motor de desarrollo, estos autores se despegan de la visión clásica de Smith y/o Ricardo donde la especialización en los productos en que haya ventajas tecnológicas es siempre promotora del bienestar. Por el contrario, el mensaje más potente del enfoque del espacio de productos es que los beneficios de la especialización dependerán de los bienes en los que los países se especializan —“*what you exports matters*” — (Hausmann et. al, 2007).

A partir de ese trabajo proliferó una literatura centrada en la noción del espacio de productos. A los fines de este TFM se destacan los trabajos de Hidalgo y Hausmann (2009) y de Kniahin (2014) que buscaron esclarecer los vínculos entre los bienes, y Hausmann et al. (2006) que encontraron que países con canastas de exportación en la que predominaban bienes que pertenecen a la parte densa del espacio de productos tenían en promedio recesiones más cortas, lo que los autores asocian a una mayor capacidad de reconversión productiva; e Hidalgo y Hausmann (2010) que hallaron que la complejidad de la canasta de exportaciones es una buena predictora del crecimiento de las economías.

La conceptualización del espacio de productos no carece de importantes críticas. En primer lugar, debido a su carácter ad-hoc y a pesar de los esfuerzos recientes, el origen de la similitud de los bienes no deja de ser un misterio. En segundo lugar, los saltos efectivos de una rama productiva a otra en el pasado estuvieron condicionados por circunstancias específicas que bien pueden no replicarse. Dado que para construir el espacio de productos se utilizan datos de los flujos de comercio de aproximadamente 900 productos entre 128 países a lo largo de 50 años<sup>7</sup>, se espera que, en el mejor de los casos, la “similitud revelada” entre dos bienes responda a una regularidad empírica que denote la existencia de un conocimiento práctico común requerido para elaborarlos. De todos modos, en la definición actual de proximidad, la posibilidad de que

---

<sup>7</sup> <https://atlas.cid.harvard.edu/about-data>

los vínculos respondan a meros accidentes históricos no puede descartarse. Por último, existe la posibilidad de que para cuantificar las oportunidades de innovación en el futuro de una firma no solamente sea relevante lo que hace en el presente, sino también cómo lo hace (Lederman y Maloney, 2012). Se considerarán estos puntos a la hora de interpretar los resultados de la investigación.

Como indican Hausmann y Klinger (2007) las capacidades productivas reveladas de cada país cambian muy lentamente. El objeto de estudio de este TFM, los saltos exportadores, se caracterizan por ser eventos disruptivos, implican un cambio considerable en la dinámica de las exportaciones a partir de un momento determinado. Se desprende que la presencia de esas capacidades “latentes” no puede ser el disparador de estos episodios, pero bien pueden constituirse como una condición inicial que eleva su probabilidad de ocurrencia. Uno de los objetivos específicos de este TFM es explorar esa presunción.

Otro conjunto de trabajos propone una mirada mucho más escéptica sobre las bondades de políticas industriales del estilo “*picking up the winners*”. Easterly et al. (2009) demostraron que una porción considerable de las exportaciones manufactureras está explicada por unos pocos grandes éxitos (*big hits*) a nivel producto-destino, cuya distribución se asemeja a la distribución de Pareto<sup>8</sup>. A partir de ello, los autores postulan que, a priori, la selección de ganadores puede ser muy ineficiente y distorsiva ya que la probabilidad de ocurrencia de estos eventos raros depende de factores muy específicos como la afortunada combinación de encontrar un producto adecuado para un destino específico en un momento particular del tiempo. Easterly y Reschef (2014) encontraron incluso que muchos de esos éxitos se dirigen a un solo destino, lo que realza el rol de la demanda. Daruich et al. (2019), encuentran que, si bien, la hiper concentración de las exportaciones se mantiene a lo largo del tiempo, los grandes éxitos son inestables (el ranking de pares estrella producto-destino, cambia) y los factores de oferta del país de origen sólo dan cuenta del 20% de las variaciones. Este enfoque encierra una recomendación de política opuesta a la del enfoque del espacio de productos. Seleccionar ganadores puede ser inútil, e incluso contraproducente, dado que el sector privado está naturalmente mejor posicionado que el gobierno para descubrir qué es lo que el mercado demanda en cada momento.

---

<sup>8</sup> Una distribución de Pareto sigue lo que se conoce como “ley de potencia” en que la probabilidad de hallar un valor determinado cae exponencialmente a medida que crece ese valor.

Cadot et al. (2015) establecen, sin embargo, un puente entre ambos enfoques. A partir de una base de datos más extensa, que además de las dimensiones producto-origen y destino, incluye la dimensión de la firma, los autores vuelven a encontrar evidencia a favor de una elevada concentración de las exportaciones totales en pocos casos exitosos, en línea con el enfoque de demanda. Pero al mismo tiempo también hallan una especie de efecto demostración entre firmas una vez que un *big hit* es descubierto; lo que le da soporte a la idea de innovación como bien público provisto de forma subóptima. Ante esta caracterización de los casos exportadores exitosos (inusuales, pero con externalidades positivas y que elevan sustancialmente el nivel de exportaciones a nivel país), los autores consideran que la política industrial continúa teniendo un rol para jugar, pero no al estilo “*picking up the winners*” ex ante, sino de difusión de información ex post, para que nuevas firmas se sumen a la oportunidad.

### Sección 3.6. Duración de vínculos comerciales

Dado que estamos interesados en episodios en los que las exportaciones no sólo aumentan, sino que se sostienen en un nivel elevado durante un período prolongado, este TFM se vincula más directamente con la literatura de duración de vínculos comerciales. En un trabajo fundacional, Besedes y Prusa (2006) demostraron que la mayoría de las relaciones comerciales entre los importadores de Estados Unidos y sus proveedores externos eran breves, pero que aquellas pocas firmas que lograran “sobrevivir” al primer año de vínculo comercial con su importador tenían una elevada probabilidad de mantener esa relación durante varios años, lo que luego se popularizó como una tasa de riesgo (de ahora en más *hazard rate*) elevada y declinante. Una serie de trabajos empíricos posteriores encontraron que esa regularidad se daba para otros países de distintas regiones y nivel de desarrollo (Eaton et al., 2007; Volpe y Carballo, 2009; Nitch, 2009; Albornoz et al., 2016; Hamilton, 2018; Anwar et al., 2019). A los propósitos de este TFM merece especial atención el trabajo de Besedes y Blyde (2010), quienes analizaron los determinantes de la *hazard rate* de las relaciones comerciales de manufacturas (siendo la unidad de medida el vínculo producto-destino) de 47 países en el período 1975-2005. Entre los determinantes identificados se encuentran variables usualmente utilizadas en los modelos de gravedad cómo así también factores macroeconómicos. En particular, hallaron que, en promedio, un sistema financiero más profundo, instituciones más sólidas, la vigencia de acuerdos comerciales entre los países de origen y destino y, en menor medida, una moneda depreciada en el país de origen, elevaban la tasa de supervivencia de los vínculos comerciales. Los autores también encontraron diferencias significativas en la *hazard rate* según la región de

origen del vínculo comercial, diferencias que, a su vez, se podían explicar por el patrón de especialización de las firmas.

Recientemente se abrió una línea de investigación prometedora en la literatura sobre duración de vínculos comerciales, la cual consiste en explorar la posibilidad de que aquellas diferencias en la duración de los vínculos comerciales respondan, al menos parcialmente, a diferencias en las capacidades tecnológicas de las firmas. Dos trabajos se destacan en este sentido. Córcoles et al. (2012) encontraron que la sofisticación de los bienes transados estaba asociada con relaciones comerciales más prolongadas en las cadenas de valor del sector automotriz, mientras que Goya y Zahler (2017) hallaron que las incursiones en mercados externos con productos que estén más alejados de las principales competencias de las firmas (reveladas por las canastas de exportación previas) tienen una menor probabilidad de supervivencia. A los efectos de este TFM estos hallazgos son importantes. Esta evidencia, que realza el rol de las capacidades tecnológicas a nivel micro podría estar detrás de las diferencias regionales en la tasa de supervivencia de los vínculos comerciales que encontraron Besedes y Blyde. Se puede trazar un paralelo entre la duración de los vínculos comerciales de las firmas exportadoras y la ocurrencia de un salto exportador a nivel país (definido, como ya se mencionó, como un crecimiento sostenido de las exportaciones), como así también entre las capacidades tecnológicas de las firmas exportadoras y las capacidades productivas a nivel macro reveladas por el espacio de productos. Uno de los objetivos específicos de este TFM es estudiar si las capacidades productivas previamente acumuladas por las economías inciden, en promedio, en la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador.

### Sección 3.7. Saltos exportadores

Llegados a este punto y recapitulando podría inferirse que aquellas experiencias exportadoras exitosas identificadas en la literatura de *export-led growth* se debían a unos pocos vínculos comerciales duraderos y de gran magnitud (*big hits*); coexistiendo con una mayoría de nuevas entradas a mercados y/o nuevos productos exportados (y salidas) a lo largo de los años. Las capacidades productivas latentes en las firmas y la calidad del entramado institucional podrían tener un rol facilitador en su origen; mientras que la firma de acuerdos comerciales era un candidato firme como disparador. En las últimas décadas, aquellas experiencias exitosas se dieron, asimismo, en el medio de una transformación estructural del comercio internacional que tuvo a las cadenas globales de valor como elemento distintivo. Es esperable que el grado de

inserción de las firmas domésticas a las CGV estuviera vinculado con el desempeño exportador de los países. Como se sugirió, el rol de las depreciaciones cambiarias era más incierto.

Esta evidencia generó un terreno fértil para desarrollar estudios empíricos que busquen identificar si los saltos exportadores tienen factores en común a nivel macro o si su ocurrencia dependió exclusivamente de condiciones singulares de las firmas. A pesar de ello, la literatura específica de saltos exportadores es acotada. Hasta dónde llega nuestro conocimiento Freund y Pierola (2012) son pioneros en este tipo de estudios y presentaron una taxonomía de los saltos exportadores que luego fue usada en trabajos posteriores. Utilizando datos de exportaciones de manufacturas encontraron que, para el caso de las economías emergentes, el tránsito hacia un tipo de cambio real alto (en relación con sus fundamentos) y estable precedía el inicio de este tipo de episodios. Su evaluación empírica carece del uso de controles típicos de la literatura mencionada previamente, por lo que consideramos que sus resultados deben tomarse con precaución.

Eichengreen y Gupta (2013) extienden el trabajo de Freund y Pierola al comercio de servicios. Aplicando una metodología más robusta (más variables de control y una serie de modelos alternativos) encuentran que un tipo de cambio real más elevado eleva la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador y un aumento en su volatilidad la disminuye.

Por último, el trabajo de Cerra y Woldemichael (2017) se cimienta en los trabajos anteriores e incorpora una batería de variables que pueden elevar la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Es, a nuestro juicio, el trabajo más completo sobre este tema que se haya escrito. Analizan el efecto de varios factores sobre la dinámica de las exportaciones de bienes y de servicios. A partir de un modelo *probit* encuentran que ciertas condiciones estructurales como la escolaridad y el tamaño de la población, la calidad de las instituciones y de la infraestructura básica se correlacionan positivamente con una mayor probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Una mayor participación en acuerdos de integración económica y en cadenas globales de valor, también contribuye positivamente. Finalmente, hallan que una moneda más apreciada correlaciona negativamente con el comienzo de este tipo de eventos.

Pese a sus aportes, consideramos que en estos tres trabajos los autores incurren en el mismo error de selección de episodios. En efecto, un problema común de estos estudios es que en ellos se identifican como saltos exportadores a episodios donde los volúmenes exportados no crecen

de forma significativa, mientras que se omiten otros en los que aquello sí sucede. Esto obedece al uso del índice de precios de los Estados Unidos como deflactor de los valores exportados. En la primera sección del Capítulo 4 de este TFM desarrollaremos este punto focalizándonos en el trabajo de Cerra y Woldemichael por ser el más reciente y contar con la muestra más completa de los tres.

Corregida la selección de episodios, la principal pregunta de investigación de este TFM queda anclada en este estado de la literatura: **¿Existen factores comunes al inicio de los saltos exportadores a nivel país, o aquellos episodios sólo son producto de condiciones singulares?**

## Capítulo 4. Metodología

Cómo se mencionó en el capítulo 2, el objetivo general de este TFM es explorar la existencia de factores comunes a nivel país en los saltos exportadores. La metodología de investigación para abordarlo consta de dos etapas que le dan forma a la estructura de este capítulo. En la primera etapa se define el objeto de estudio, los saltos exportadores. En este TFM se entiende por salto exportador a un crecimiento destacado, vigoroso y sostenido de los volúmenes exportados de bienes a nivel país. Esa etapa está desarrollada en la primera sección de este capítulo, la cual, a su vez, consta de 3 subsecciones.

En la primera subsección de este capítulo se describe la base datos sobre la cual se identificaron los episodios. En la segunda se presenta la metodología utilizada para la selección de saltos y se compara la selección de episodios obtenida en base a los datos de volúmenes con la selección obtenida en base a los datos de valores exportados deflactados. Una de las principales conclusiones de este capítulo es que el uso de valores exportados puede sesgar seriamente la selección de episodios (tanto falsos positivos como falsos negativos), un error que se encuentra presente en Cerra y Woldemichael (2017), el trabajo, a nuestro juicio, más completo sobre saltos exportadores realizado hasta el momento. Por último, en la tercera subsección, se presenta una caracterización básica de los episodios seleccionados.

Una vez definido el objeto de estudio, los saltos exportadores, se pasó a una segunda etapa donde se escogió el método cuantitativo más adecuado para evaluar la incidencia de un conjunto de potenciales determinantes en la probabilidad de ocurrencia de este tipo de eventos<sup>9</sup>. Esta etapa se desarrolla en la segunda sección de este capítulo y cuenta con dos subsecciones. En la primera de ellas se describe el modelo econométrico utilizado y se discute su elección entre posibles alternativas. En la segunda subsección, con la que finaliza este capítulo, se detalla el indicador utilizado para medir cada variable y los efectos esperados de cada una de ellas sobre la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador.

---

<sup>9</sup> La selección de los posibles determinantes está basada en la revisión de la literatura detallada en el capítulo 3

## Sección 4.1. Definición y caracterización de los saltos exportadores

### *Subsección 4.1.1 Fuentes de datos de volúmenes exportados*

Para la identificación de los episodios se construyó una base de datos de volúmenes exportados de 120 economías —27 hoy consideradas avanzadas por el Fondo Monetario Internacional (IMF por sus siglas en inglés) y 93 emergentes<sup>10</sup>— en el período 1980-2018. Para eso se combinaron dos fuentes secundarias de datos: la de volúmenes exportados de bienes de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (UNCTAD por sus siglas en inglés) y la de volúmenes exportados de bienes de la Organización Mundial de Comercio (WTO por sus siglas en inglés). Ambos organismos utilizan la misma definición de volúmenes exportados. Se trata del cociente entre un índice de valor exportado medido en dólares corrientes y un índice de valor unitario o precio. A su vez, este índice de valor unitario es un índice de tipo *Paschee* construido como un promedio ponderado de los precios globales de los bienes exportados por cada economía con un nivel de desagregación de tres dígitos según la Revisión 3 de la Clasificación Estándar de Comercio Internacional (SITC 3, por sus siglas en inglés), donde los ponderadores reflejan el peso de cada producto en la canasta de exportación anual de los países<sup>11</sup>.

Ambas bases de volúmenes exportados pueden ser comparadas a partir del año 2000. Sólo se conservaron aquellas economías para las cuales las series exhibieran una evolución similar en el período 2000-2018 y con datos al menos a partir de 1985. Con estos criterios de selección, lamentablemente tuvieron que ser descartados 83 países de la muestra, quedando “sólo” 120. Para el caso puntual de Argentina, dada la relevancia que tiene nuestra economía en la motivación de este TFM, se optó por la serie de cantidades exportadas publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)<sup>12</sup>. La base de la WTO cuenta, además, con una serie de volúmenes exportados a nivel global<sup>13</sup>, comparable con el de las economías individuales. Se utilizó esa serie como base de comparación en la siguiente subsección.

---

<sup>10</sup> <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2020/01/weodata/groups.htm>

<sup>11</sup> [https://timeseries.wto.org/assets/UserGuide/TechnicalNotes\\_en.pdf](https://timeseries.wto.org/assets/UserGuide/TechnicalNotes_en.pdf)

<sup>12</sup> Las series de volúmenes exportados de bienes de Argentina publicadas por INDEC y UNCTAD son prácticamente iguales a partir de 1986 pero difieren hacia atrás.

<sup>13</sup> En la construcción de este índice se utiliza un índice de valor unitario ponderado por el peso de cada bien en comercio global.

### Subsección 4.1.2 Identificación de los saltos exportadores

La metodología utilizada para identificar la fecha de inicio de los saltos exportadores es similar a la empleada en trabajos afines, como los de Freund y Pierola (2011) y Cerra y Woldemichael (2017) (de ahora en más CW). Hasta dónde llega nuestro conocimiento esta técnica fue popularizada por el trabajo sobre aceleraciones de crecimiento realizado por Hausmann et. al (2005).

Sea:

$X_{it}$  el volumen exportado por la economía  $i$  en el año  $t$ ;

$\bar{g}_{it+6} = \left[ \left( \frac{X_{it+6}}{X_{it-1}} \right)^{\left(\frac{1}{7}\right)} - 1 \right] * 100$ , la tasa de crecimiento anual promedio en un período de 7 años del volumen exportado por la economía  $i$ ;

$\bar{g}_{wt+6} = \left[ \left( \frac{X_{wt+6}}{X_{wt-1}} \right)^{\left(\frac{1}{7}\right)} - 1 \right] * 100$ , la tasa de crecimiento anual promedio en el mismo periodo de 7 años del volumen exportado a nivel global;

Se considera que aquella economía inició un salto exportador en el año  $t$  si se cumple cada una de las siguientes condiciones:

1.  $\bar{g}_{it+6} > \bar{g}_{wt+6}$
2.  $\bar{g}_{it+6} > 3\%$
3.  $g_{it} = \left[ \frac{X_t}{X_{t-1}} - 1 \right] * 100 > 1.3 * g_{it-1} = \left[ \frac{X_{t-1}}{X_{t-2}} - 1 \right] * 100$
4.  $X_{t+6} \geq X_{t+5} \geq X_{t+4} \geq X_{t+3} \geq X_{t+2} \geq X_{t+1} \geq X_t$
5.  $\min\{X_{t+6}; X_{t+5}; X_{t+4}; X_{t+3}; X_{t+2}; X_{t+1}\} > \max\{X_{t-6}; X_{t-5}; X_{t-4}; X_{t-3}; X_{t-2}; X_{t-1}\}$

La condición 1 busca filtrar los episodios de crecimiento de las exportaciones motivados por factores globales, como puede ser una tendencia general a la mayor integración de los mercados de bienes. El objetivo de este TFM es identificar; si los hay, factores comunes a nivel país de los saltos exportadores definidos como episodios destacados. El período de 7 años es arbitrario; aunque es el estándar utilizado en trabajos similares como el de CW. Al acortar el período de evaluación de 7 a 5 años el número de saltos exportadores crece un 49%; básicamente porque se agregan nuevos episodios de menor duración. En esta subsección del capítulo se mantiene el filtro de 7 años sólo con el propósito de comparar los resultados obtenidos con el trabajo de CW. En la siguiente sección y para el análisis econométrico del capítulo 5 se utilizará el filtro

de 5 años para poder lidiar mejor con la muestra acotada de algunos regresores, aunque se retornará al filtro de 7 años como ejercicio de robustez.

La condición 2, al establecer un piso a la tasa de crecimiento anual promedio requerida busca considerar como salto exportador a un episodio de crecimiento vigoroso de los volúmenes exportados. El umbral de 3% se vuelve operativo en sólo 5 de los 25 años que componen la muestra sobre la que pueden calcularse los episodios (en los restantes 20 el volumen de comercio global creció a una tasa anual promedio superior al 3%); pero no deja de ser evidentemente arbitrario. Se mantiene sólo con el propósito de comparar los resultados obtenidos con el trabajo de CW.

La condición 3 busca identificar el año en el que se produce un cambio sustancial en la evolución de exportaciones, o, en otras palabras, no asociar un salto exportador con una tendencia de crecimiento.

La condición 4 busca filtrar por episodios volátiles, cuya tasa de crecimiento anual promedio en un período de 7 años puede ser producto de una variación punta a punta que no refleja un crecimiento sistemático acontecido a lo largo del salto exportador.

La condición 5 busca identificar a un salto exportador como un episodio de crecimiento sostenido de las exportaciones (además de vigoroso, condición 2 y de destacado, condición 1). Asimismo, esta condición acorta el período sobre el que efectivamente se pueden identificar episodios ya que se requiere un mínimo de 6 observaciones previas y 6 observaciones posteriores para que se cumpla con el inicio de un salto exportador.

Cabe destacar que la aplicación de este filtro permite que un país experimente más de un episodio a lo largo de la muestra.

Luego de aplicar este filtro de selección se identificaron 82 saltos exportadores.

Como se mencionó previamente el trabajo más completo realizado hasta la fecha sobre este tipo de fenómenos es el de CW. A diferencia de este TFM, las autoras identificaron los saltos exportadores a partir de una base de valores exportados en el período 1976-2015 a los que deflataron por el índice de precios al consumidor (IPC) de Estados Unidos. Aplicando criterios

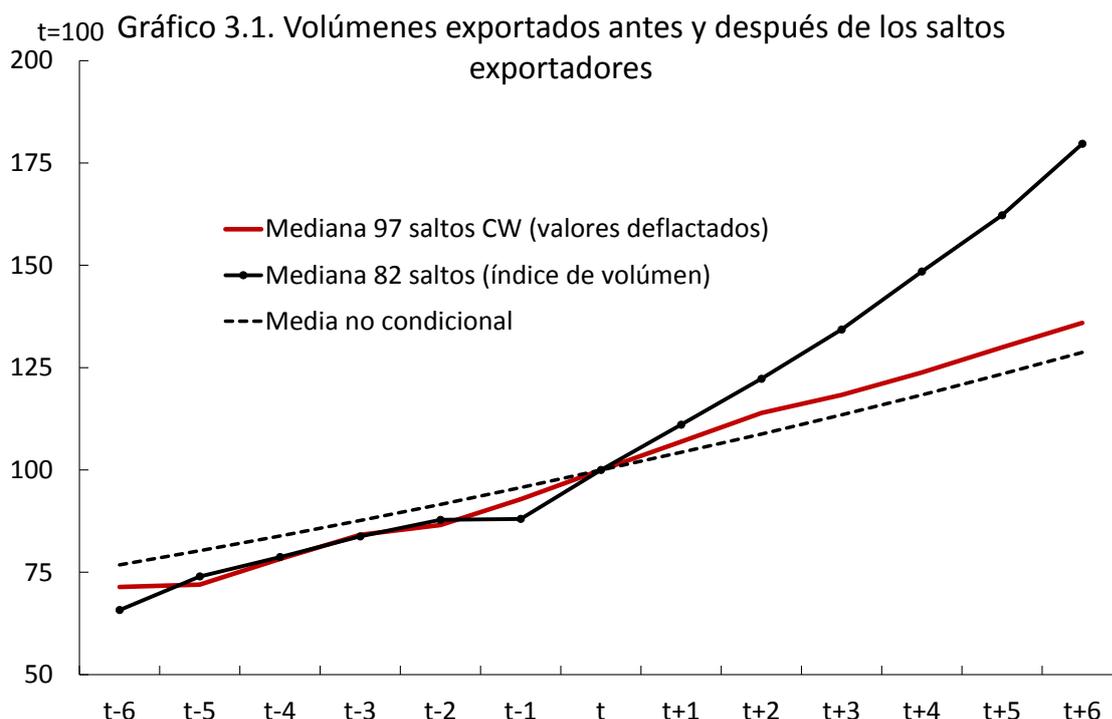
de selección muy similares a los utilizados en este trabajo<sup>14</sup>, obtienen un total de 175 episodios, más del doble de los hallados por nosotros. Dado que la correcta identificación de los saltos exportadores es crucial para la validez de las conclusiones a las que arribaron, resulta útil evaluar si aquellos episodios se mantienen como tales en caso de utilizar una base de volúmenes exportados. Lamentablemente, la base de cantidades es más chica, por lo que hay 48 saltos identificados por CW que no es posible contrastar. El universo comparable es de 127 episodios. Asimismo, como hay un notorio desfasaje temporal entre ambas bases, se considerará que se trata del mismo episodio si las fechas de inicio están corridas hasta 2 años hacia atrás y hacia delante del año “t” identificado por nosotros<sup>15</sup>.

Sólo 30 de los saltos exportadores identificados por CW se mantienen como tales si se consideran volúmenes en lugar de valores. Un número sorprendentemente elevado de 97 episodios no calificarían como tales (de ahora en adelante: “saltos falsos”). A modo de comparación se muestra la evolución de la mediana de los volúmenes exportados de los 82 episodios identificados por nosotros con la de aquellos 97 saltos exportadores que no cumplen con los requisitos (ver gráfico 3.1).

---

<sup>14</sup> No aplican la condición 4 en su filtro. En su lugar, calculan la tasa de crecimiento de las exportaciones entre los promedios de períodos consecutivos de 7 años cada año, excluyendo en el segundo de ellos el año con valor máximo. Son, por ende, más permisivas con la volatilidad durante el episodio.

<sup>15</sup> Por ej. de acuerdo con este TFM Italia experimentó un salto exportador en 1988. Para el trabajo de CyW ese salto comenzó en 1986. Dado que la diferencia en la fecha inicial es de sólo 2 años, y que, por la mayor extensión de su muestra CyW empezaron a contar “antes”, se considerará que se trata del mismo episodio.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de WTO, UNCTAD y Cerra y Woldemichael (2017)

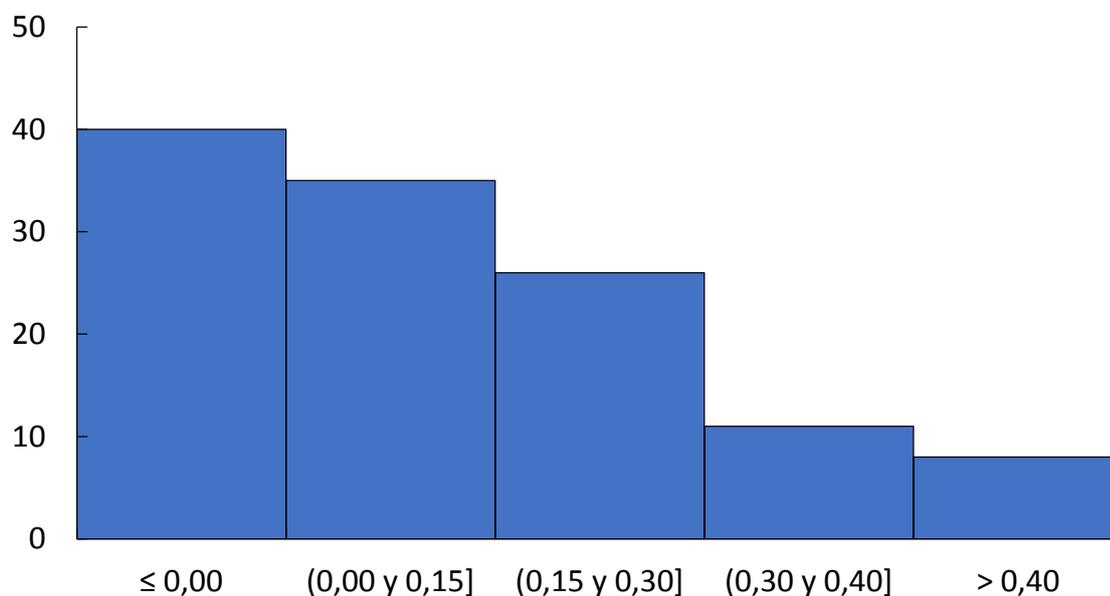
Es notoria la diferente evolución exhibida por los saltos exportadores identificados a partir de volúmenes exportados (línea negra completa) en relación con la exhibida por los saltos falsos de CW. La mediana de las cantidades exportadas de estos últimos sólo se acelera respecto de la media no condicional en el año dónde CW identifican el episodio y luego su tasa de crecimiento no logra destacarse significativamente a la tasa de crecimiento promedio anual de los volúmenes exportados a nivel global a lo largo del período 1980-2018 (la línea negra punteada).

La presencia abrumadora de “saltos falsos” en el trabajo de CW (al menos un 76% del total) es sólo una parte del problema. Hay un número también elevado de episodios (52) que califican como saltos exportadores y que CW no logran identificar (de ahora en adelante “saltos ausentes”).

El origen de este problema de identificación radica en la fuente de información utilizada. Los valores exportados son susceptibles no solamente a cambios en los volúmenes, sino también a los precios de exportación. En el período bajo estudio, el coeficiente de correlación entre las variaciones anuales del IPC de Estados Unidos y las variaciones anuales de los índices de valor unitario de las exportaciones es muy bajo (incluso negativo) para la gran mayoría de las economías: supera el valor de 0,4 en sólo 8 de los 120 países considerados (ver gráfico 3.2).

Como resultado, lo que CW denominan “exportaciones reales” son combinaciones de cantidades y precios de exportación medidas en dólares constantes. Dada la volatilidad que los precios externos pueden mostrar en largos períodos de tiempo (como los requeridos para analizar los saltos exportadores), consideramos que es más apropiado trabajar con series que midan más concretamente cantidades. Más aún, dada la motivación de este TFM (la necesidad de Argentina de experimentar un salto exportador) si como resultado de esta investigación pueden extraerse recomendaciones de política, es conveniente hallar factores que operen sobre los volúmenes dado que, al menos para una economía chica como la nuestra, se asume que los precios están dados.

**Gráfico 3.2 . Histograma del coeficiente de correlación entre variación de precios de exportación y variación de precios al consumidor de los Estados Unidos**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Fred St Louis y UNCTAD

En definitiva, CW incurren, a nuestro juicio, en errores de selección: identifican saltos exportadores cuándo no los hubo (saltos falsos) y no consideran otros que efectivamente ocurrieron (saltos ausentes). Dado que la correcta identificación de los episodios es crucial como paso previo a estudiar la existencia de factores comunes a ellos, consideramos que, a priori, las conclusiones a las que arriban CW deben tomarse con precaución. En este contexto, nos proponemos contribuir a la literatura sobre saltos exportadores al evaluar la existencia de factores comunes luego de una identificación más adecuada de los episodios.

### Subsección 4.1.3 Breve caracterización de los saltos exportadores

En esta sección nos proponemos caracterizar brevemente a los episodios seleccionados. De ahora en adelante modificaremos ligeramente el filtro de selección acortando el período de evaluación de los episodios de 7 a 5 años<sup>16</sup>. Naturalmente, como esto significa relajar la exigencia de duración, el número de saltos aumenta de 82 a 122. Tomamos esta decisión con el objetivo de contar con una masa crítica de episodios para testear la relevancia de factores tales como la flexibilidad de las capacidades productivas o la calidad de las instituciones, variables para las cuales la muestra se achica considerablemente. La selección de 82 episodios resultante de aplicar el filtro de 7 años tenía como exclusiva finalidad servir de soporte a la demostración de los errores de selección en los que se incurrió en trabajos anteriores sobre saltos exportadores. De todos modos, en el capítulo 5 volveremos a utilizar el filtro de 7 años como prueba de robustez de las estimaciones econométricas.

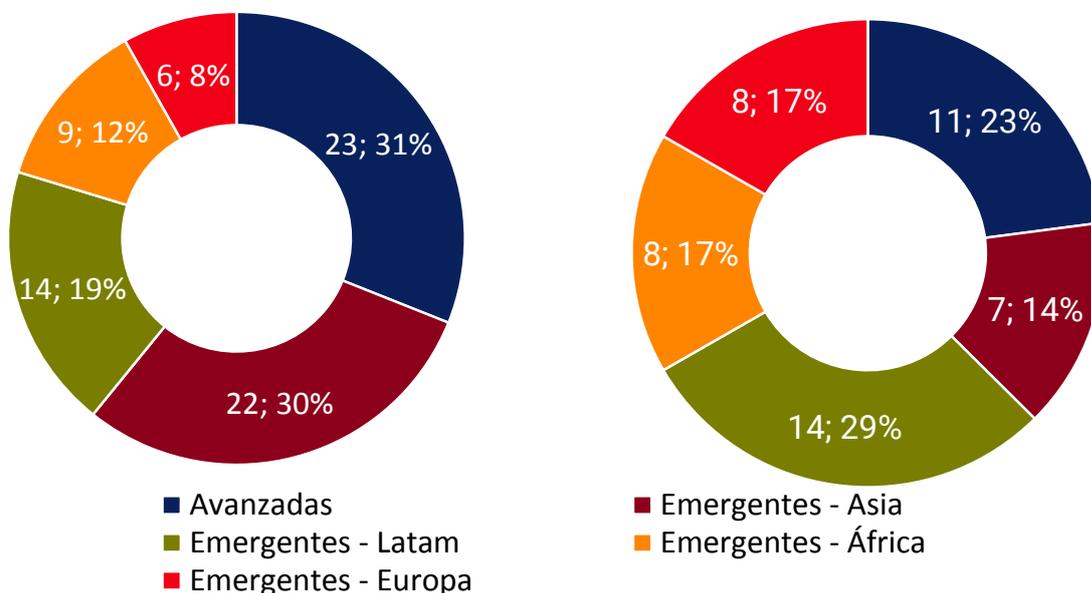
De los 122 saltos considerados, 34 fueron experimentados por economías consideradas avanzadas por el FMI al momento de inicio y los restantes por países emergentes. En la tabla A.1 del Anexo se detalla cada uno de los episodios identificados por su fecha de inicio. Esos 122 saltos se sucedieron en 71 países; 39 experimentaron sólo un salto, 16 tuvieron 2, 13 tuvieron 3, mientras que 2 países (Corea del Sur y Países Bajos) tuvieron 4 eventos. Se desprende de lo anterior que la probabilidad no condicional de que una economía haya experimentado al menos un salto exportador en el periodo 1987-2014 fue del 59%. Esa probabilidad se eleva al 81% para una economía avanzada. De lo anterior se puede concluir que, así definidos, los saltos exportadores no son eventos extremos. Dividiendo la muestra en dos partes iguales (1987-2000 y 2001-2014) se observa que el primer período concentró una mayor cantidad de episodios (74 vs 48), tanto a nivel agregado como, en general, por grupo de países (ver gráfico 3.3). Esta evidencia está en línea con otros trabajos empíricos que destacaron que el proceso de integración comercial mundial producto de las cadenas globales de valor se ralentizó a partir de la crisis financiera de 2008 (Dollar et. al., 2017).

---

<sup>16</sup> De esta manera, las cinco condiciones del filtro pasan a ser:

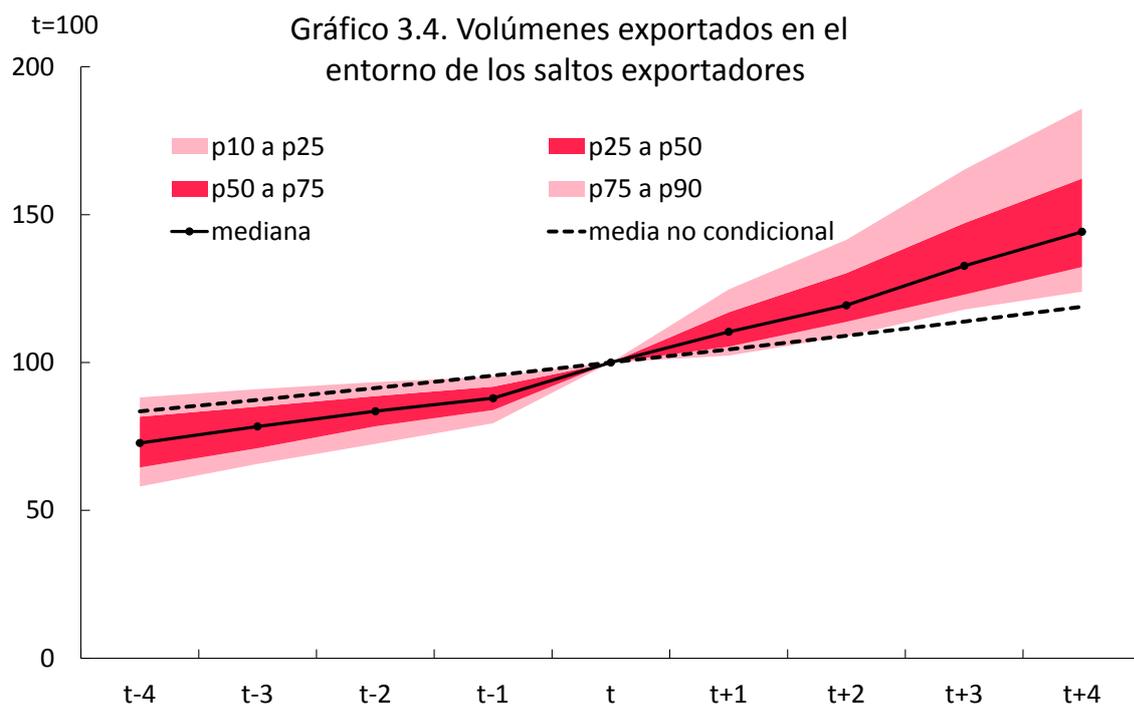
1.  $\bar{g}_{it+4} > \bar{g}_{wt+4}$
2.  $\bar{g}_{it+4} > 3\%$
3.  $g_{it} = \left[ \frac{X_t}{X_{t-1}} - 1 \right] * 100 > 1.3 * g_{it-1} = \left[ \frac{X_{t-1}}{X_{t-2}} - 1 \right] * 100$
4.  $X_{t+4} \geq X_{t+3} \geq X_{t+2} \geq X_{t+1} \geq X_t$
5.  $\min\{X_{t+4}; X_{t+3}; X_{t+2}; X_{t+1}\} > \max\{X_{t-4}; X_{t-3}; X_{t-2}; X_{t-1}\}$

Gráfico 3.3. Distribución de saltos exportadores por región  
1987-2000 2001-2014



Fuente: Elaboración propia en base a datos de WTO, UNCTAD e INDEC

La intensidad de los saltos exportadores es muy heterogénea. El episodio más tenue es el de Países Bajos a partir de 2014, dónde al cabo de 5 años, los volúmenes exportados se habían incrementado “sólo” un 17%; mientras que el evento más extremo es el de Guinea Ecuatorial en 1993, cuyas cantidades enviadas se multiplicaron por 12 para 1997. En general, los saltos exportadores más intensos fueron los de África y los de Asia emergente (7 de los primeros 10 pertenecen a alguna de estas dos regiones). De todos modos, en cada uno de los episodios se observa una aceleración marcada de los volúmenes exportados respecto al período anterior desde el momento inicial; lo cual es esperable dados los criterios de selección (ver gráfico 3.4)



Nota: t: inicio del salto exportador. 122 episodios

Fuente: Elaboración propia en base a datos de UNCTAD y WTO

En la próxima sección se describen las técnicas econométricas empleadas con el fin de identificar la existencia de factores comunes a nivel macro que eleven la probabilidad de ocurrencia de este tipo de episodios.

## Sección 4.2. Metodología de investigación empírica

### *Subsección 4.2.1 El modelo econométrico a estimar*

Con el fin de indagar sobre la existencia de factores comunes en los saltos exportadores identificados en la sección previa emplearemos como punto de partida el modelo *probit* con efectos aleatorios para datos de panel estimado mediante máxima verosimilitud. Este ha sido el modelo elegido en trabajos de “aceleraciones de flujos” como el de Cerra y Woldemichael (2017) y Hausmann et. al. (2005), por lo que su elección se debe en parte a una comparación más directa de los resultados obtenidos en este TFM con los reportados previamente en la literatura. *Probit* forma parte de una familia de modelos utilizados para estudiar la incidencia de posibles determinantes sobre la probabilidad de ocurrencia de un evento. En este tipo de modelos la variable dependiente es dicotómica; en este caso tomará el valor de 1 en el entorno del año en el que el filtro sugiere el inicio de un salto exportador y 0 en todos los demás casos.

En un modelo *probit* la función que mapea el vínculo entre los regresores y el “éxito” en la variable dependiente es la función de distribución acumulada normal. Los modelos *probit* y *logit* son usualmente empleados en lugar del modelo de probabilidad lineal básicamente por dos “defectos” que se le atribuyen a este último: las probabilidades de éxito estimadas pueden ser superiores a 1 en valor absoluto y el cambio estimado en la probabilidad de éxito ante un cambio en un regresor (*ceteris paribus*), no depende del valor inicial del regresor (Wooldridge, 2010). A pesar de estos argumentos, existe un debate en torno a la arbitrariedad de elegir modelos no lineales sobre el modelo de probabilidad lineal para variables dicotómicas (Hellevik, 2009). En el próximo capítulo se presentarán los resultados de los dos modelos no lineales más usados (*probit* y *logit*) y también los obtenidos mediante el modelo de probabilidad lineal, en la sección de pruebas de robustez.

Los modelos no lineales como los que se utilizarán tienen a su vez, dos desventajas principales que deben ser atendidas. En primer lugar, los coeficientes obtenidos de las regresiones no deben ser directamente interpretados como efectos marginales, justamente porque estos cambian de acuerdo con el valor inicial del regresor. Para superar este problema se computará y reportará en cada caso, como es habitual, los efectos marginales estimados sobre las medias muestrales (para variables continuas) y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para los regresores dicotómicos. En segundo lugar, no es posible obtener una medida de bondad de ajuste como el  $R^2$ . En su lugar se reportará una de las variantes más utilizadas, el pseudo  $R^2$  de McFadden que evalúa el incremento de verosimilitud del modelo por incluir regresores en relación con el modelo que sólo tiene una constante (Lopez-Roldán y Fachelli, 2015). Además, para cada regresión se informará el porcentaje de casos totales correctamente predichos y de casos exitosos correctamente predichos para distintos umbrales de probabilidad estimada.

Adicionalmente a la elección del tipo de modelo dicotómico, al tratarse de una estructura de datos de panel, es preciso definir el método de estimación que lidie con los efectos de la heterogeneidad inobservable. Lamentablemente, por dificultad computacional no es posible estimar un modelo *probit* con efectos fijos. Tampoco es deseable, dado que la estimación de ese modelo por máxima verosimilitud sería potencialmente inconsistente (Wooldridge, 2010). Como en otros trabajos similares, se optará por tratar a la heterogeneidad inobservable como efectos aleatorios. En datos de panel, con variables dependientes tanto continuas como discretas, la estimación por efectos aleatorios es más eficiente que la estimación por efectos fijos, pero también potencialmente más sesgada (Townsend et al., 2013). Como se verá en el

próximo capítulo, el test típicamente utilizado para evaluar la insesgadez de efectos aleatorios, el test de Hausman, no arroja evidencia concluyente a favor del uso sin reservas de efectos aleatorios, incluso introduciendo parámetros fijos por año. Esto nos llevó a introducir también parámetros fijos por regiones, lo cual, como se verá, además de reducir el potencial sesgo en la estimación, aporta información relevante sobre la naturaleza de los saltos exportadores.

Por último, pero no menos importante, dada la esperable autocorrelación de los residuos en una estructura de datos de panel, se reportarán los resultados con errores estándar robustos.

De esta forma, el modelo base a estimar es el siguiente:

$$\Pr(S_{it} = 1) = \Phi[d_o + d_1 C_{it} + d_2 Z_{it} + \sum \alpha_t Y_t + \sum \beta_i R_i] \quad 4.1$$

Dónde:

i: país

t: año

$\Phi$ : es la función de densidad acumulada de la distribución normal

La variable dependiente dicotómica, toma el valor de 1 en el entorno de 3 años de la fecha en la que se identificó el inicio del salto exportador (ver Sección 4.1). Para este ejercicio utilizaremos el filtro menos exigente de 5 años en lugar del filtro de 7 años usado en la Sección 4.1.2, el cual como ya se dijo tenía como finalidad poner de manifiesto el error de selección de episodios incurrido en trabajos anteriores. De esa forma pasamos de un total de 82 episodios a otro de 122 episodios. El objetivo de esta sección es diseñar un ejercicio econométrico que nos permita identificar la presencia de factores comunes en el entorno de los saltos para lo cual utilizaremos un número amplio de regresores con una cobertura en el tiempo más acotada. Esto significa que, de mantener el filtro original de 7 años, nos quedaríamos con muy pocos episodios (38) para testear el aporte de algunas variables como la calidad institucional o la flexibilidad de las capacidades productivas. Consideramos que el filtro de 5 años hace un buen trabajo en sopesar ambas cuestiones: eleva considerablemente la cantidad de episodios sin descuidar excesivamente el grado de exigencia apropiado para la identificación de los saltos. De todos modos, como ejercicio de robustez se chequeará que los resultados que involucran variables con una muestra extensa se mantengan si se utiliza el filtro de 7 años.

Por último, como se menciona recurrentemente en la literatura sobre duración de eventos, la muestra sobre la que se buscan potenciales episodios está por definición truncada hacia la

izquierda. Para lidiar con este problema se seguirá la práctica habitual de no evaluar la ocurrencia de episodios en los primeros años disponibles —en este caso en 1985 y 1986—. Aun así, de los 12 saltos iniciados en 1987, la identificación de 3 de ellos (Corea del Sur, Hong Kong y Singapur) puede ser errónea por el problema del truncamiento (los datos disponibles no permiten descartar la posibilidad de que hayan comenzado antes). Dado que se trata del 2,5% de los casos exitosos identificados es poco probable que este problema afecte los resultados. De todos modos, como prueba de robustez se correrán las mismas regresiones sin considerar estos 3 casos.

La muestra incluye a todos los países para el período en el cual es posible evaluar la ocurrencia de un episodio. Como por definición un episodio tiene una duración de 5 años, nos quedamos con el período que va desde 1987 a 2014. Como el interés radica en estudiar las condiciones iniciales de los episodios, nos quedamos con las observaciones de los años  $t-1$ ,  $t$  y  $t+1$  y eliminamos del panel las observaciones de los años  $t+2$  a  $t+4$  de los países que en el año  $t$  hayan comenzado un salto exportador. Esta es la práctica habitual en los trabajos que buscan estudiar los impulsores de eventos como en Cerra y Woldemichael (2017), Hausmann et. al (2005) y Carrere y de Melo (2012).

De esta manera, a partir de 1986, en cada año hay un grupo de países que inician un salto exportador y otro de países que no. Tratar con ambos en cada año es esencial para estudiar la existencia de un efecto diferencial en la probabilidad de ocurrencia de un episodio de cada uno de los posibles determinantes a incluir.

$C_{it}$  incluye a un conjunto de variables de control que son utilizadas ampliamente en la literatura sobre dinámica exportadora. Este conjunto incluye: el nivel de ingreso, la población, una medida de gravedad, y una medida de capital humano.

$Z_{it}$  incluye a un conjunto de variables de interés que se espera que influyan en la probabilidad de ocurrencia de los saltos exportadores. Este conjunto incluye: el acceso preferencial a mercados externos, la apertura económica, la participación de la economía en cadenas globales de valor, el nivel, la variación y el desvío respecto a la tendencia del tipo de cambio real multilateral, la volatilidad del tipo de cambio nominal, la brecha de producto, las dinámicas de la formación bruta de capital, el crédito y la inversión extranjera directa, el grado de desarrollo financiero, la calidad de las instituciones de gobierno y las capacidades productivas reveladas

por la canasta exportadora. Para mitigar la multicolinealidad se irán incorporando una a una en las regresiones con el set de controles.

$Y_t$  incluye a un conjunto de efectos fijos por año que permiten controlar por factores globales como por ej. el sesgo de la política monetaria de los Estados Unidos o la crisis financiera global de 2008-2009.

$R_i$  está compuesto por 4 variables dicotómicas que agrupan a los países en regiones: Asia emergente, Europa emergente, América Latina y África. El punto de comparación es el agrupado de economías avanzadas. Se tomó la clasificación de economías entre avanzadas y emergentes del *World Economic Outlook* del IMF<sup>17</sup>.

Podría argumentarse que el listado de variables incluidas es insuficiente. Se pueden enumerar varios factores que podrían incidir sobre la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador que, lamentablemente por falta de información, no serán identificados como regresores individuales en este TFM. Una lista no exhaustiva incluye: la calidad de la infraestructura en un sentido amplio (logística, informática y telecomunicaciones, energética), la eficacia de las agencias nacionales de promoción de exportaciones, la agilidad de los procedimientos burocráticos a los que debe someterse un exportador y el funcionamiento de los mercados domésticos de bienes y factores productivos. Debido al diseño del modelo a estimar es probable que varias de estas dimensiones sean capturadas (deficientemente, claro está) por las variables dicotómicas regionales.

#### *Subsección 4.2.2 Base de datos*

En esta sección se detalla el indicador utilizado para medir cada variable y los efectos esperados sobre la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. La mayoría de los indicadores fueron seleccionados a partir de la revisión de la literatura detallada en el capítulo 3. En la tabla A.3 del Anexo se incluirá una tabla con el detalle de la fuente de procedencia de cada uno de los indicadores.

Nivel de ingreso: Lo mediremos con el producto bruto interno (pib) per cápita a paridad de poder adquisitivo en dólares constantes. Existe evidencia a favor de un vínculo positivo entre nivel de ingreso y exportaciones (Jongwanich, 2009; Elbadawi y Zaki, 2016; Easterly y Reshef,

---

<sup>17</sup> <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/02/weodata/groups.htm>

2014) cómo así también una relación no lineal entre nivel de ingreso y diversificación de la canasta exportadora (Cadot et. al, 2011). Incluiremos en las regresiones tanto el nivel del pib per cápita a paridad de poder adquisitivo (PPP, por sus siglas en inglés) en dólares constantes, como su cuadrado, para controlar por estas no linealidades en caso de que existan.

Población: Se trata simplemente de la población total. Esta variable puede capturar efectos de escala y, a priori, su vínculo con la ocurrencia de los saltos es incierto. Por un lado, se podría esperar un vínculo positivo: Fernandes et. al (2015) encuentran que países más grandes albergan a exportadores más grandes, quienes, a su vez, tienen una mayor participación en el comercio mundial. Por otro lado, ese mismo efecto de escala puede inducir a las firmas a tener una orientación más mercado-internista, lo que puede desalentar la búsqueda de oportunidades por fuera de las fronteras nacionales.

Gravedad: Los modelos de gravedad están profundamente arraigados en la teoría del comercio y sus predicciones encontraron soporte en la evidencia empírica. De acuerdo con estos modelos se espera que los flujos de comercio sean proporcionales al tamaño de las economías involucradas e inversamente proporcional a la distancia entre ellas (Chaney, 2018). La medida de gravedad que utilizaremos para cada país es el promedio ponderado del producto global, donde los ponderadores son inversamente proporcionales a la distancia entre el país en cuestión y todos los demás. Se espera una asociación positiva entre esta medida de gravedad y la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador.

Capital humano: Hay evidencia de que las firmas exportadoras son más intensivas en capital humano que aquellas que sólo destinan sus ventas al mercado interno, tanto en países avanzados como emergentes (Goldberg and Pavcnik, 2007). Usaremos el índice de stock de capital humano de las tablas Penn 9.0, construido en base a los años de escolaridad promedio de la población<sup>18</sup>. Se espera, por lo tanto, que haya una asociación positiva entre el acervo de capital humano y la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador.

Acceso a mercados: A priori, el acceso preferencial a mercados externos debiera estimular a las exportaciones. Más aún, cuanto mayor sea el tamaño del mercado abierto (Baier y Bergstrand, 2007). Mediremos el acceso a mercados de cada país como el porcentaje del PIB global con el

---

<sup>18</sup> Para mayor detalle ver: [https://www.rug.nl/ggdc/docs/human\\_capital\\_in\\_pwt\\_90.pdf](https://www.rug.nl/ggdc/docs/human_capital_in_pwt_90.pdf)

que aquel tiene acuerdos de libre comercio o de jerarquía superior. Sólo se considerarán a partir de la puesta en vigencia de los acuerdos.

Apertura económica: Si bien está estrechamente vinculada con el acceso preferencial a mercados —siendo que éstos usualmente implican reciprocidad—, la apertura económica tiene un componente unilateral que le da un carácter específico y sus efectos deben ser estudiados por separado. Para evitar problemas de endogeneidad severos, tomaremos como medida de apertura económica al índice de globalización económica de jure del KOF *Swiss Economic Institute* (KOF SEI), el cual contempla la dureza de las regulaciones sobre los flujos comerciales y financieros tales como aranceles a las importaciones, barreras no arancelarias y restricciones al movimiento de capitales para más de 200 economías (Gygli et al., 2019). No queda claro a priori el sentido del efecto de la apertura económica sobre la dinámica exportadora. Por un lado, una mayor integración a los mercados de bienes, servicios y financieros globales reduce los costos de transacción de las firmas y reduce el costo de financiamiento (Bekaert et. al., 2005). Por otro lado, también pueden incentivar una llegada masiva de capitales de corto plazo, lo que puede derivar en una crisis financiera que afecte a la economía en su conjunto (IMF, 2012). Afortunadamente la base de datos del KOF SEI permite analizar por separado los efectos de la apertura comercial (costos administrativos del comercio, presencia de barreras no arancelarias, arancel promedio, peso de los impuestos al comercio exterior en la recaudación nacional y cantidad de acuerdos comerciales) y financiera (apertura al flujo de capitales y número de acuerdos internacionales de trato igualitario a la inversión extranjera).

Integración en cadenas globales de valor (CGV): Como se mencionó en el capítulo 3, dado que en la mayor parte del período bajo estudio integrarse a una CGV fue como subirse a un tren en movimiento, se presume que una mayor participación de las firmas domésticas en las CGV eleva la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Para medir la participación de cada economía en las CGV se tomará un indicador de encadenamientos hacia atrás (participación en el valor bruto exportado del valor agregado extranjero), otro de encadenamientos hacia adelante (participación en el valor bruto exportado del valor agregado doméstico que es utilizado como insumo en las exportaciones del resto del mundo) y una medida conjunta de integración en CGV que es simplemente la suma de los dos indicadores previos. Estos indicadores surgen de la base *UNCTAD-Eora Global Value Chain* (Casella, et. al., 2019)

Tipo de cambio real multilateral: Cómo se discutió en el capítulo 3 no hay consenso respecto de que una moneda depreciada estimule a las exportaciones (Auboin y Ruta, 2013). Utilizaremos el set de datos de Bruegel<sup>19</sup>, que contiene series históricas de tipo de cambio real multilateral para 178 economías para evaluar el impacto del nivel del tipo de cambio real, de su tasa de depreciación y de su desvío respecto a una tendencia H-P sobre los saltos exportadores.

Volatilidad del tipo de cambio nominal: Tampoco hay consenso respecto de los efectos de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones, (Caglayan et. al., 2013). Tomaremos al coeficiente de variación del tipo de cambio nominal multilateral intra-año como medida de volatilidad cambiaria anual de cada país.

Brecha de producto: Fuertes crisis económicas reflejadas en elevadas brechas de producto negativas pueden ser el disparador de un salto exportador en la medida que generen saldos exportables que puedan ser ubicados en mercados externos. Como brecha de producto tomaremos al desvío respecto de la tendencia H-P del PIB en moneda local a precios constantes.

Inversión: Se espera que tanto la formación bruta interna en capital fijo como la inversión extranjera directa estimulen a las exportaciones. La primera por estar asociada a incrementos de productividad de la economía y la última porque, además, tiene el potencial de incorporar a las firmas domésticas en cadenas globales de valor. Usaremos la tasa de inversión y el flujo de ingreso de inversión extranjera directa a PIB como medidas de ambas variables.

Crédito: Tanto el nivel como la evolución del crédito pueden alterar la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Existe evidencia que indica que las restricciones crediticias limitan el desempeño exportador de las firmas (Manova, 2008). Al mismo tiempo, episodios de booms crediticios pueden derivar en crisis bancarias y tener efectos nocivos sobre la economía (Bakker et al., 2012). Usaremos el nivel del cociente de crédito al sector privado a PIB y su variación como indicadores de la profundidad del sistema bancario y su velocidad de crecimiento respectivamente.

Calidad de instituciones: Como se comentó en el capítulo 3 existe evidencia reciente a favor de una relación positiva entre la calidad de las instituciones y el desempeño exportador (Soeng y Cuyvers, 2018). Como es práctica habitual, para medir esta relación utilizaremos índices globalmente comparables sobre las capacidades del gobierno para establecer políticas efectivas,

---

<sup>19</sup>Para mayor detalle ver: <https://bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>

regular adecuadamente, limitar las prácticas predatorias y corruptas y hacer cumplir los contratos. Se incluirá también una medida amplia de calidad de gobierno computado como el promedio simple de las anteriores cuatro dimensiones. La base de datos del Proyecto Global de Indicadores de Gobernanza del Banco Mundial (WGI, por sus siglas en inglés), es ideal para este propósito<sup>20</sup>.

Capacidades productivas: Cómo se mencionó en el capítulo 3, Hausmann y Klinger (2007) postularon que las canastas de exportación de los países brindaban información acerca de dos variables inobservables de sumo interés: las capacidades productivas adquiridas y la facilidad relativa a otros países para innovar y exportar nuevos bienes. Este último concepto es operacionalizado en la variable “densidad” del Observatorio de Complejidad Económica y comenzó a ser incorporado en la literatura sobre duración de los vínculos comerciales (Goya y Zahler, 2017) encontrando un efecto positivo y significativo.

En términos formales, sea la cercanía  $\varphi_{pp't}$  entre los bienes “p” y “p’” en el momento t igual al mínimo de la probabilidad condicionada de que un país exporte uno de los dos bienes dado que exporta el otro:

$$\varphi_{pp't} = \min\{P(x_{pt}|x_{p't}), P(x_{p't}|x_{pt})\}$$

Donde  $P(x_{pt}|x_{p't})$  indica la probabilidad de que un país tenga una ventaja comparativa revelada en el bien “p” dado que ya la tiene en el bien “p’”.

Sea  $x_{cpt}$  igual a 1 si el país “c” tiene una ventaja comparativa revelada en producto “p’” en el momento “t” (definida empíricamente como una situación en la que el peso del bien “p’” en la canasta de exportación de “c” es mayor al peso que tiene ese bien en el comercio global).

Sea  $d_{cp}$  la distancia (que puede ser entendida como los costos de adaptación de las capacidades productivas actuales) entre un producto “p” que el país no produce y los que forman su canasta de exportación:

$$d_{cp} = \frac{\sum_{p'}(1 - x_{cp't})\varphi_{pp't}}{\sum_{p'} \varphi_{pp't}}$$

---

<sup>20</sup> Para mayor detalle ver: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/>

La densidad, entendida como la flexibilidad de las capacidades productivas latentes en una economía, puede construirse como la suma de la proximidad ( $1-d_{cp}$ ) entre los bienes que una economía aún no produce y los que actualmente exporta. En términos formales sería:

$$dens_c = \sum_p (1 - d_{cp})(1 - x_{cp't})$$

Medida de esta forma, la “densidad” se distingue ligeramente de otra medida popular en la literatura del espacio de productos, los “bosques abiertos”, que le imprimen una valoración a cada bien potencial “p” en función de su sofisticación tecnológica<sup>21</sup>.

Uno de los aportes de este TFM es incorporar esta variable en la literatura sobre saltos exportadores y testear su relevancia.

---

<sup>21</sup> Para mayor detalle ver: <https://atlas.cid.harvard.edu/glossary>

## Capítulo 5. Hallazgos

### Sección 5.1. Resultados principales

En esta sección se reportan los resultados de la estimación del modelo señalado en la subsección 4.2.1. Las variables del conjunto Z (variables de interés) se incorporan una a una en el modelo con el fin de mitigar la multicolinealidad. Los resultados se presentan en tablas por bloques temáticos para facilitar su lectura. De esta manera, manteniendo siempre el mismo set de controles (conjuntos C, Y y R detallados en el capítulo 4) en la Tabla 5.1A se presentan los resultados del bloque “integración económica”, en la Tabla 5.1B los resultados del bloque “competitividad cambiaria”, en la tabla 5.1C los resultados del bloque “variables de ciclo” y finalmente en la tabla 5.1D los resultados del bloque “capacidades productivas y calidad institucional”.

Una lectura general de los resultados permite obtener las siguientes conclusiones:

Los saltos exportadores tienen un elevado componente idiosincrático. Esto es capturado por los coeficientes estimados de las variables regionales del conjunto R los cuales deben interpretarse como el cambio en la probabilidad estimada de experimentar un salto exportador para una economía emergente (clasificadas en emergente de Latinoamérica, de Europa, de Asia y de África) en relación con el grupo de referencia que, en este caso lo constituyen las economías avanzadas. El coeficiente estimado de la variable “afri” indica que, en promedio, en el período 1986-2015 (resultados presentados en las tablas 5.1A a 5.1C), una economía africana exhibió una probabilidad entre 22% y 27% inferior a experimentar un salto exportador en relación con una economía avanzada, simplemente, por ser africana, es decir, independientemente de las variables que se consideren. En ese período, para el caso de una economía de América Latina la desventaja se ubica en el rango de 9% y 12%. En las regresiones de los bloques “competitividad cambiaria” (Tabla 5.1B) y “variables de ciclo” (Tabla 5.1C) también encontramos que las economías de Europa Emergente tuvieron una probabilidad 9% inferior de experimentar un salto exportador respecto a las economías avanzadas, pero aquella desventaja desaparece si se consideran variables que capturan el grado de integración económica de las economías (Tabla 5.1A). Cuando incluimos variables que acotan la muestra al período 1995-2015 (tabla 5.1D) también se torna significativo el coeficiente de pertenencia a Asia Emergente, apuntando a una desventaja de entre 8 y 9%. Como se mencionó previamente, los efectos fijos regionales capturan en parte aquellos aspectos que por falta de datos no podemos medir y que

distinguen a las diferentes regiones, como eventualmente la calidad de la infraestructura en un sentido amplio (logística, informática y telecomunicaciones, energética), la eficacia de las agencias nacionales de promoción de exportaciones, la agilidad de los procedimientos burocráticos a los que debe someterse un exportador y el funcionamiento de los mercados domésticos de bienes y factores productivos, por mencionar sólo algunos. Cabe recordar que las diferencias regionales en el éxito exportador ya habían sido advertidas en el trabajo sobre duración de vínculos comerciales de Besedes y Blyde (2010).

Reseñada la aparente importancia del componente regional, afortunadamente la evidencia también sugiere que no todo en los saltos exportadores es idiosincrático.

Llamativamente, en la primera regresión de la Tabla 5.1A no se encuentra evidencia de que el acceso preferencial a terceros mercados (agre) eleve la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador<sup>22</sup>. Si bien el resultado es en cierta medida decepcionante, lo cierto es que, a pesar del esfuerzo metodológico que implicó construir una medida de la economía global con la que cada país tenía firmado un acuerdo de libre comercio en cada momento, este indicador no es efectivo para lidiar con la complejidad de tratados comerciales, que, incluso rotulándose como acuerdos de libre comercio, pueden ser muy diversos entre sí, y su potencial como catalizador del comercio puede encontrarse en los detalles normativos. En un reciente trabajo, Zylkin (2014) argumenta que el éxito relativo que tuvo el NAFTA en términos de aumento de bienestar para sus miembros en comparación con otros acuerdos de libre comercio se explica en parte porque ese acuerdo fue comparativamente más exitoso en la eliminación de barreras no arancelarias. De lo anterior puede concluirse que la mera firma de un acuerdo de libre comercio que garantice el acceso preferencial a terceros mercados mediante la reducción de las barreras arancelarias no necesariamente contribuirá a que una economía experimente un salto exportador, sino que los potenciales beneficios dependerán de conseguir un marco normativo favorable en un sentido amplio.

---

<sup>22</sup> Alternativamente como medida de acceso a mercados se utilizó el ratio entre el porcentaje del PIB global con el que la economía tenía acceso preferencial y su propio PIB (con el fin de capturar efectos diferenciales según el tamaño de la economía); el PIB agregado en USD constantes de los socios con el que el país tenía acuerdos comerciales y el cambio respecto al año anterior, a 3 años anteriores y a 5 años anteriores de cada una de esas variables. Nunca se obtuvo un coeficiente significativo y positivo que implicara que firmar acuerdos comerciales eleva la probabilidad de tener un salto exportador

**Tabla 5.1A Probit con efectos aleatorios. Bloque: Integración económica**

	1	2	3	4	5	6
	<b>-0,0134***</b>	<b>-0,0134***</b>	<b>-0,0138***</b>	<b>-0,0133***</b>	<b>-0,0128***</b>	<b>-0,0128***</b>
	[0,0041]	[0,0034]	[0,0037]	[0,0039]	[0,0038]	[0,0038]
pibpc	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>
	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]
pibpc^2	0,0273	-0,0091	0,0054	0,0347	-0,0678*	-0,0671*
	[0,0451]	[0,0396]	[0,0406]	[0,0423]	[0,0392]	[0,0382]
grav	0,0050	0,0091	0,0085	0,0093	0,0140	0,0159
	[0,0136]	[0,0110]	[0,0119]	[0,0123]	[0,0097]	[0,0102]
pop	<b>0,2229**</b>	0,0997	0,1227	<b>0,2262**</b>	0,1305	0,1267
	[0,1013]	[0,0999]	[0,1054]	[0,0983]	[0,1061]	[0,1049]
hcpt	-0,0003					
	[0,0010]					
agre						
glob		<b>0,1365**</b>				
		[0,0593]				
trglob			-0,0117			
			[0,0359]			
figlob			<b>0,1304***</b>			
			[0,0425]			
fdi				<b>-0,0009**</b>		
				[0,0004]		
gvc					<b>0,0057***</b>	
					[0,0019]	
dvx						<b>0,0048***</b>
						[0,0018]
fva						<b>0,0058***</b>
						[0,0019]
latam	<b>-0,1129***</b>	<b>-0,1087***</b>	<b>-0,1227***</b>	<b>-0,1078***</b>	-0,0806*	<b>-0,0807**</b>
	[0,0401]	[0,0298]	[0,0300]	[0,0387]	[0,0418]	[0,0412]
euro	<b>-0,0902**</b>	-0,0715*	-0,0738*	-0,0805*	-0,0373	-0,0341
	[0,0388]	[0,0370]	[0,0379]	[0,0414]	[0,0495]	[0,0503]
asia	-0,0490	-0,0636*	-0,0639*	-0,0529	<b>-0,0972***</b>	<b>-0,0966***</b>
	[0,0465]	[0,0365]	[0,0384]	[0,0458]	[0,0368]	[0,0367]
afri	<b>-0,2532***</b>	<b>-0,2446***</b>	<b>-0,2709***</b>	<b>-0,2429***</b>	<b>-0,2575***</b>	<b>-0,2489***</b>
	[0,0730]	[0,0564]	[0,0587]	[0,0676]	[0,0554]	[0,0564]
constant	-1,2241	-4,0979***	-3,8360**	-1,3942	-0,9477	-0,8744
	[1,0318]	[1,5642]	[1,5446]	[0,9899]	[1,1950]	[1,1737]
Observaciones	2856	2798	2828	2800	2295	2295
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1990-2015	1990-2015
Log-likelihood	-867	-836	-843	-852	-686	-685
Pseudo R2	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
% de positivos (p)	12,50	12,54	12,52	12,75	12,55	12,55
% correct totales (cut-off: 0.5)	86,48	86,42	86,74	86,39	87,19	87,32
% correct totales (cut-off: p)	61,20	62,76	62,84	62,07	62,22	62,66
% correct positivos (cut-off: 0.5)	7,84	1,99	8,19	7,84	6,25	6,25
% correct positivos (cut-off: p)	77,03	79,20	76,84	77,03	78,47	78,82
#saltos	119	117	118	119	96	96

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Los resultados de la regresión 2 de la Tabla 5.1A sugieren que políticas públicas que incentiven la apertura económica (glob) elevan la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. El coeficiente asociado a esta variable es estadísticamente significativo, aunque el efecto marginal estimado en la media es relativamente acotado: un aumento del 10% del indicador de apertura económica estaría asociado a un incremento de 1,4 p.p. en la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. La disponibilidad de datos desagregados por tipo de apertura económica permite ver que es el canal financiero el que estimula los saltos exportadores y no el canal comercial (regresión 3), lo cual es consistente con lo comentado párrafos atrás sobre los efectos genéricos de los acuerdos de comercio. El coeficiente con signo negativo (opuesto al esperado) de los flujos de ingreso de inversión directa (fdi) de la regresión 4 señala que el elemento de la apertura financiera más vinculado con el éxito exportador es el acceso al financiamiento externo de las empresas domésticas.

Finalmente, los resultados de la regresión 5 apuntan a un efecto positivo de la participación de las empresas residentes en las cadenas globales de valor (gvc) en la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador, mientras que en la regresión 6 puede observarse que tanto los encadenamientos hacia atrás (fva) como hacia delante (dvx) inciden favorablemente, con una leve ventaja a favor de los primeros. Para cualquier economía, 10 p.p. más de valor agregado extranjero en las exportaciones implica un aumento de 6 p.p. en la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador, mientras que 10 p.p. más de valor agregado doméstico utilizado como insumo en las exportaciones del resto del mundo, eleva aquella probabilidad en 5 p.p. Como se mencionó en el capítulo 3, estos resultados pueden interpretarse como “subirse al tren en movimiento” que fueron las CGV en la mayor parte del periodo bajo estudio, tuvo un efecto positivo en las exportaciones de los países involucrados. Por último, aunque los resultados de las regresiones 1 a 4 no sean comparables con los de las regresiones 5 y 6, simplemente porque en las últimas la muestra se reduce sensiblemente<sup>23</sup>, resulta interesante que al introducir las variables que capturan el efecto de la inserción en las CGV, cae el valor absoluto del coeficiente estimado de la pertenencia a América Latina, como así también decae su significatividad estadística. Lo opuesto sucede con el coeficiente estimado de pertenencia a Asia Emergente. Este punto será abordado con más profundidad más adelante.

---

<sup>23</sup> En la tabla A.1 del Anexo se detalla la fecha de inicio y finalización de todos los saltos exportadores. En las regresiones 5 y 6 de la Tabla 5.1D, que incorporan los indicadores de presencia en CGV, se pierden todos los episodios comenzados antes de 1990.

**Tabla 5.1B Probit con efectos aleatorios. Bloque: Competitividad cambiaria**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0143***</b> [0,0042]	<b>-0,0138***</b> [0,0042]	<b>-0,0139***</b> [0,0042]	<b>-0,0135***</b> [0,0042]	<b>-0,0134***</b> [0,0042]	<b>-0,0133***</b> [0,0040]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0201 [0,0434]	0,0164 [0,0431]	0,0175 [0,0433]	0,0232 [0,0426]	0,0219 [0,0430]	0,0043 [0,0428]
<i>pop</i>	0,0052 [0,0140]	0,0053 [0,0136]	0,0052 [0,0137]	0,0050 [0,0136]	0,0053 [0,0136]	0,0097 [0,0129]
<i>hcpt</i>	<b>0,2175**</b> [0,1007]	<b>0,2033**</b> [0,1008]	<b>0,2065**</b> [0,1008]	<b>0,2208**</b> [0,0989]	<b>0,2184**</b> [0,0994]	<b>0,2007**</b> [0,0986]
<i>reer</i>	-0,0268 [0,0335]					
$\Delta$ reer		-0,0363 [0,0267]				
<i>misa</i>			-0,0004 [0,0004]			
<i>overv</i>				0,0025 [0,0224]		
<i>underv</i>					-0,0088 [0,0198]	
<i>tcnv</i>						<b>-0,0050***</b> [0,0013]
<i>latam</i>	<b>-0,1223***</b> [0,0410]	<b>-0,1209***</b> [0,0398]	<b>-0,1211***</b> [0,0401]	<b>-0,1125***</b> [0,0406]	<b>-0,1118***</b> [0,0404]	<b>-0,1080***</b> [0,0400]
<i>euro</i>	<b>-0,0909**</b> [0,0401]	<b>-0,0913**</b> [0,0382]	<b>-0,0917**</b> [0,0382]	<b>-0,0895**</b> [0,0382]	<b>-0,0886**</b> [0,0387]	-0,0736 [0,0449]
<i>asia</i>	-0,0507 [0,0464]	-0,0499 [0,0458]	-0,0499 [0,0460]	-0,0476 [0,0465]	-0,0480 [0,0463]	-0,0543 [0,0436]
<i>afri</i>	<b>-0,2688***</b> [0,0745]	<b>-0,2651***</b> [0,0724]	<b>-0,2659***</b> [0,0731]	<b>-0,2520***</b> [0,0726]	<b>-0,2515***</b> [0,0722]	<b>-0,2431***</b> [0,0663]
constant	-1,1826 [1,0158]	-1,0020 [1,0069]	-0,8149 [1,0443]	-0,9797 [1,0266]	-1,1426 [1,0136]	-0,7421 [0,9757]
Observaciones	2804	2804	2804	2804	2804	2768
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-863	-863	-863	-867	-867	-840
Pseudo R2	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,11
% de positivos (p)	12,73	12,73	12,73	12,50	12,55	12,79
% correct totales (cut-off: 0.5)	85,38	85,59	85,49	86,52	86,41	86,05
% correct totales (cut-off: p)	61,91	62,05	61,88	61,41	61,46	62,83
% correct positivos (cut-off: 0.5)	10,64	9,52	9,52	7,84	7,00	9,60
% correct positivos (cut-off: p)	76,19	76,47	76,47	77,59	77,31	75,99
#saltos	119	119	119	119	119	118

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

La relevancia del tipo de cambio como factor determinante de los episodios parece circunscribirse a su volatilidad. En las regresiones 1 a 5 de la Tabla 5.1B se prueban distintas alternativas que buscan capturar la potencia del tipo de cambio real como disparador de un salto exportador. En la regresión 1 se incluye el nivel, en la 2 la tasa de variación y en la 3 el desvío

respecto a la tendencia Hodrick Prescott como una especie de medida de desalineamiento<sup>24</sup>. En ninguno de los tres casos el coeficiente resultó estadísticamente significativo. Por último, dado que la medida de desalineamiento absoluto puede esconder efectos asimétricos a la baja y al alza, se construyeron dos variables adicionales. La primera, “overv”, toma el valor 1 cuando el desvío respecto de la tendencia es inferior al -10,5% (percentil 10 de la distribución) y 0 de lo contrario, mientras que la segunda, “under”, toma el valor 1 cuando el desvío respecto de la tendencia es superior al 10,5% (percentil 90 de la distribución). Ambas son incluidas en las regresiones 4 y 5 respectivamente. Estos coeficientes tampoco son estadísticamente significativos. En suma, no encontramos evidencia de que el tipo de cambio real sea por sí solo un disparador de un crecimiento acelerado de las exportaciones, al menos en la forma en la que es definido en este TFM. Cualquiera de los argumentos sobre el “pesimismo de las elasticidades” recopilados en el capítulo 3 (la predominancia del dólar como moneda de facturación, la discriminación de precios, y la creciente integración en cadenas globales de valor) pueden dar soporte teórico a este resultado.

Por su parte, sí encontramos evidencia a favor de un efecto nocivo de la volatilidad cambiaria sobre la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. El efecto marginal estimado es que un aumento de 10 p.p. en el coeficiente de variación promedio reduce 5 p.p. la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador, para cualquier economía. Este resultado está en línea con la idea tradicional en la literatura sobre volatilidad del tipo de cambio nominal y exportaciones que supone que un aumento en el riesgo cambiario provocará como respuesta óptima una caída en las ventas externas de las firmas.

---

<sup>24</sup> La noción de desalineamiento del tipo de cambio real deriva de una variable inobservable: el tipo de cambio real de equilibrio. Implícitamente en este TFM se está considerando a la tendencia obtenida mediante el filtro de Hodrick-Prescott del nivel del tipo de cambio real como su valor de equilibrio. Existe abundante literatura al respecto que propone otras alternativas para medir esa variable, las cuales, en general, están más basadas en distintos fundamentos (Hinkle y Montiel, 1999). Consideramos que un análisis profundo de los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio está fuera del alcance de este TFM. Dado que en este trabajo se optó por un abordaje más agnóstico y superficial de la cuestión, los resultados presentados deben ser considerados como exploratorios.

**Tabla 5.1C Probit con efectos aleatorios. Bloque: Variables de ciclo y otros indicadores**

	1	2	3	4	5
<i>pibpc</i>	<b>-0,0134***</b> [0,0042]	<b>-0,0131***</b> [0,0042]	<b>-0,0089***</b> [0,0032]	<b>-0,0096***</b> [0,0028]	<b>-0,0134***</b> [0,0044]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0231 [0,0438]	0,0180 [0,0423]	-0,0332 [0,0414]	-0,0241 [0,0412]	0,0233 [0,0421]
<i>pop</i>	0,0051 [0,0135]	0,0039 [0,0137]	0,0096 [0,0105]	0,0099 [0,0100]	0,0051 [0,0136]
<i>hcpt</i>	<b>0,2202**</b> [0,0995]	<b>0,2068**</b> [0,1029]	0,1386 [0,0857]	0,1455* [0,0864]	<b>0,2201**</b> [0,1003]
<i>ogap</i>	-0,0001* [0,0001]				
$\Delta$ <i>ibif</i>		<b>0,0027**</b> [0,0014]			
<i>cred</i>			-0,0002 [0,0004]		
$\Delta$ <i>cred</i>				-0,0012* [0,0007]	
<i>fuel</i>					-0,0045 [0,0500]
<i>latam</i>	<b>-0,1120***</b> [0,0402]	<b>-0,1151***</b> [0,0395]	<b>-0,0890***</b> [0,0313]	<b>-0,0876***</b> [0,0317]	<b>-0,1115***</b> [0,0423]
<i>euro</i>	<b>-0,0887**</b> [0,0383]	<b>-0,0873**</b> [0,0389]	-0,0116 [0,0609]	-0,0100 [0,0635]	<b>-0,0891**</b> [0,0388]
<i>asia</i>	-0,0475 [0,0465]	-0,0481 [0,0468]	-0,0530 [0,0469]	-0,0534 [0,0463]	-0,0471 [0,0476]
<i>afri</i>	<b>-0,2511***</b> [0,0721]	<b>-0,2610***</b> [0,0718]	<b>-0,2264***</b> [0,0582]	<b>-0,2232***</b> [0,0562]	<b>-0,2503***</b> [0,0758]
constant	-1,1826 [1,0158]	-1,0020 [1,0069]	-0,8149 [1,0443]	-0,9797 [1,0266]	-1,1861 [1,0121]
Observaciones	2855	2816	2587	2557	2856
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-867	-861	-730	-717	-867
Pseudo R2	0,09	0,09	0,09	0,10	0,09
% de positivos (p)	12,50	12,68	11,67	11,69	12,50
% correct totales (cut-off: 0.5)	86,55	85,97	87,86	87,60	86,59
% correct totales (cut-off: p)	61,37	61,75	64,63	64,88	61,34
% correct positivos (cut-off: 0.5)	7,84	7,56	3,31	3,34	7,84
% correct positivos (cut-off: p)	77,60	76,75	74,17	75,92	77,31
#saltos	119	119	101	100	119

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto valuado de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Dentro del conjunto de variables que caracterizan al ciclo económico incorporadas en las regresiones de la Tabla 5.1C, sólo el coeficiente asociado a la dinámica de la inversión ( $\Delta ibif$ ) en la regresión 2 tiene el signo esperado y es, a su vez, estadísticamente significativo al 95% de confianza, aunque el efecto estimado sobre la probabilidad de ocurrencia es acotado: en promedio, 5 p.p. de incremento en la tasa de inversión “sólo” elevarían la probabilidad de éxito exportador en 1,4 p.p.

Si bien sólo presentan una significatividad estadística débil (al 90% de confianza), los coeficientes asociados a la brecha de producto ( $ogap$ ; regresión 1) y a la dinámica del crédito al sector privado ( $\Delta cred$ ; regresión 4) apuntan en la misma dirección: hay indicios de que una brecha de producto positiva y un crecimiento acelerado del crédito; factores que pueden dar cuenta de un aumento en la percepción de riesgo de los agentes, se relacionan con una menor probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. No encontramos evidencia de que el ratio de crédito a pib ( $cred$ , regresión 3) tenga incidencia en este tipo de eventos.

La regresión 5 de la tabla 5.1C indicaría que la selección de episodios no está sesgada por economías especializadas en la exportación de productos energéticos cuya dinámica responde en mayor medida a factores de oferta no replicables (el coeficiente estimado de la variable  $fuel$  no es estadísticamente significativo).

Finalmente, en las regresiones de la tabla 5.1D se incorporaron al análisis algunas variables que no habían sido previamente estudiadas en el trabajo sobre saltos exportadores de Cerra y Woldemichael. Cabe recordar que la inclusión de estas variables implica recortar la muestra al período 1995-2016. En general se destacan dos aspectos: todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y tienen el signo esperado y nuevamente se observa que se reduce el valor absoluto del coeficiente vinculado a la pertenencia a América Latina, y en las regresiones 2, 4 y 6 de esta tabla incluso pierde relevancia estadística, mientras que en todos los casos se activa la variable regional de Asia emergente con signo negativo. Como se mencionó en el caso de las variables que capturaban la inserción en CGV, no es correcto sacar conclusiones respecto a si lo que hace “distintos” a los países de América Latina sea su baja flexibilidad productiva y/o su débil entramado institucional, ya que las muestras son distintas, y, por ende, no comparables. De todos modos, es un indicio sobre el que se profundizará más adelante.

**Tabla 5.1D Probit con efectos aleatorios. Bloque: Capacidades productivas e instituciones**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0071**</b> [0,0030]	<b>-0,0114**</b> [0,0045]	<b>-0,0110**</b> [0,0040]	<b>-0,0106***</b> [0,0039]	<b>-0,0104***</b> [0,0038]	<b>-0,0117***</b> [0,0044]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	-0,0209 [0,0357]	-0,0080 [0,0334]	-0,0049 [0,0319]	-0,0074 [0,0332]	-0,0021 [0,0334]	-0,0047 [0,0326]
<i>pop</i>	0,0079 [0,0101]	<b>0,0194**</b> [0,0088]	<b>0,0206**</b> [0,0089]	<b>0,0223**</b> [0,0087]	<b>0,0228**</b> [0,0090]	<b>0,0219**</b> [0,0088]
<i>hcpt</i>	-0,0942 [0,1012]	-0,1211 [0,1053]	-0,1077 [0,1053]	-0,1162 [0,1079]	-0,0860 [0,1074]	-0,1261 [0,1080]
<i>dens</i>	<b>0,0275**</b> [0,0733]					
<i>gove</i>		<b>0,0809**</b> [0,0344]				
<i>regq</i>			<b>0,0784***</b> [0,0273]			
<i>rlaw</i>				<b>0,0707***</b> [0,0254]		
<i>acor</i>					<b>0,0503**</b> [0,0254]	
<i>instq</i>						<b>0,0904***</b> [0,0311]
<i>latam</i>	<b>-0,0703**</b> [0,0317]	-0,0626 [0,0355]	<b>-0,0733**</b> [0,0309]	-0,0581 [0,0387]	<b>-0,0719**</b> [0,0343]	-0,0575 [0,0377]
<i>euro</i>	0,0104 [0,0731]	0,0437 [0,0967]	0,0078 [0,0753]	0,0356 [0,0905]	0,0263 [0,0891]	0,0418 [0,0954]
<i>asia</i>	<b>-0,0851***</b> [0,0258]	<b>-0,0857***</b> [0,0278]	<b>-0,0819***</b> [0,0279]	<b>-0,0880***</b> [0,0272]	<b>-0,0913***</b> [0,0263]	<b>-0,0804***</b> [0,0293]
<i>afri</i>	<b>-0,2001***</b> [0,0540]	<b>-0,2211***</b> [0,0578]	<b>-0,2194***</b> [0,0570]	<b>-0,2238***</b> [0,0580]	<b>-0,2322***</b> [0,0588]	<b>-0,2160***</b> [0,0574]
constant	0,0399 [1,1540]	0,9970 [1,2755]	0,8171 [1,1978]	0,8272 [1,2293]	0,5803 [1,2037]	0,8970 [1,2495]
Observaciones	1999	1920	1920	1920	1920	1920
Período de estimación	1995-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015
Log-likelihood	-538	-507	-507	-508	-510	-507
Pseudo R2	0,09	0,10	0,10	0,10	0,09	0,10
% de positivos (p)	10,81	10,68	10,68	10,68	10,68	10,68
% correct totales (cut-off: 0.5)	89,34	89,58	89,79	89,69	89,69	89,79
% correct totales (cut-off: p)	62,48	62,40	63,13	62,19	62,97	62,14
% correct positivos (cut-off: 0.5)	2,78	4,39	5,85	5,37	4,88	5,85
% correct positivos (cut-off: p)	74,07	77,56	79,02	77,56	77,56	78,05
#saltos	72	68	68	68	68	68

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Respecto a la magnitud de las incidencias, se destaca el caso de la percepción amplia sobre la calidad de gobierno (instq)<sup>25</sup> incluida en la regresión 6. El efecto marginal estimado en la media implica que un aumento de un desvío estándar en la calidad de gobierno (lo que en términos concretos significa pasar de instituciones “neutrales” a instituciones “sólidas”) eleva 9 p.p. la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Como se comentó previamente, dado que el sector transable de la economía es más intensivo en contratos, las firmas que operan en países con instituciones sólidas y eficaces pueden contar con una ventaja comparativa que se manifiesta a través de menores costos de transacción. Este resultado estadísticamente significativo es consistente con la evidencia encontrada previamente en la literatura sobre instituciones y comercio reseñada en el capítulo 3. A nivel desagregado, la efectividad de las políticas públicas (variable que mide la percepción de la calidad e independencia de las agencias públicas, la calidad de la formulación e implementación de las políticas públicas y la credibilidad del compromiso del gobierno con esas políticas) parece ser la dimensión más importante de las cuatro evaluadas.

Por último, en la regresión 1 de la Tabla 5.1D el coeficiente asociado a la variable “densidad” (variable que captura la flexibilidad de las capacidades productivas reveladas de las economías) es estadísticamente significativo con el 95% de confianza y tiene el signo esperado: la probabilidad de experimentar un salto exportador es mayor para una economía cuyas capacidades productivas sean flexibles, independientemente de la región en la que se encuentre. De todos modos, cabe destacar que el efecto marginal estimado es limitado. Tomando como ejemplo a Perú (país que se ubica en torno al promedio muestral de la variable densidad), la desventaja estimada en función de la menor flexibilidad de sus capacidades productivas (inferida de su canasta de exportación) respecto a un país como México es de sólo 1,4 p.p.

Finalmente, en todas las regresiones los resultados indican que la bondad de ajuste del modelo, medida por el pseudo  $R^2$  de McFadden es baja (se ubica en torno al 10%), mientras que la proporción de observaciones correctamente clasificadas (utilizando como umbral el porcentaje de casos positivos en la muestra) está en torno al 62%; guarismos muy similares a los reportados en el trabajo de Cerra y Woldemichael. El objetivo de este TFM no es hallar una forma estructural del salto exportador típico, ni tampoco predecir el próximo episodio, sino, uno

---

<sup>25</sup> Como se detalló en la sección 4.2.2 esta medida se construye como el promedio simple de las cuatro dimensiones analizadas previamente por separado (la percepción sobre la capacidad del gobierno para establecer políticas efectivas, regular adecuadamente, limitar las prácticas predatorias y corruptas y hacer cumplir los contratos)

mucho menos ambicioso: explorar la existencia de factores comunes a nivel macro en este tipo de episodios. Por este motivo, no consideramos que la baja bondad de ajuste de las regresiones sea un problema importante ni en este TFM ni en los anteriores.

Esta sección finaliza con un ejercicio cuyo objeto es indagar más profundamente sobre la posibilidad de que, al menos, una parte de las desventajas iniciales de las regiones más postergadas a la hora de experimentar un salto exportador (África y América Latina) esté vinculada con una menor inserción en las CGV, menor flexibilidad de sus capacidades productivas y/o menor fortaleza institucional.

Para ello se estimaron tres pares de regresiones utilizando la misma muestra en cada uno de ellos. Cada par consta de un modelo restringido, que no incluye a la variable de interés (inserción en las CGV, densidad y calidad institucional) y un modelo no restringido que sí las incluye. Luego, se compararon los coeficientes de las variables regionales para observar si hay un cambio significativo en ellos. Cabe destacar que los efectos marginales puntuales estimados de modelos no lineales, como el *probit* o el *logit* no pueden ser utilizados para este tipo de ejercicios. En estos modelos la diferencia entre los coeficientes estimados en el modelo restringido respecto del no restringido responde tanto a un efecto genuino —la parte de la varianza de la variable dependiente que es explicada por la variable incluida en el modelo no restringido y omitida en el restringido— como a un efecto de re-escalamiento que se desprende del hecho de que la varianza del residuo es específica al modelo estimado (Cramer, 2003). Una de las posibles soluciones a este problema es estimar directamente un modelo de probabilidad lineal (Karlson et. al., 2012). En la tabla 5.2 se presentan los resultados<sup>26</sup>

Como puede observarse en las regresiones 1 y 2 de la Tabla 5.2 la evidencia parece indicar que, al menos en el período considerado (que en este caso va de 1990 a 2015) la baja inserción de los países de América Latina en las cadenas globales de valor explica su menor probabilidad de experimentar un salto exportador en relación con las economías avanzadas. Nótese como en el modelo no restringido (regresión 1) el coeficiente asociado a esa región (*latam*) no es estadísticamente significativo, mientras que sí lo es en el modelo restringido. Como se comentó

---

<sup>26</sup> En este caso para reportar la bondad de ajuste del modelo en cada regresión se recurre a los coeficientes de determinación *between* y *within* que indican qué porción de la varianza entre y dentro de las unidades del panel (en este caso los países) es explicada por el modelo estimado. Como se comentó previamente, uno de los inconvenientes de los modelos de probabilidad lineal es que las probabilidades predichas pueden superar a 1 en valor absoluto, lo que no permite evaluar la cantidad de observaciones correctamente clasificadas.

en el capítulo 3, la literatura empírica sobre cadenas globales de valor indica que en general las firmas de América Latina no pudieron establecer vínculos duraderos de forma masiva con ninguno de los tres grandes nodos regionales (Estados Unidos, Alemania y China), ni tampoco lograron la creación de un nodo propio relevante. Por su parte, los coeficientes asociados a las regiones de África y Asia emergente se mantienen significativos y en valores similares independientemente de que se incluya o no la variable GVC.

**Tabla 5.2 Modelo de probabilidad lineal con efectos aleatorios**

	1	2	3	4	5	6
<i>piibpc</i>	<b>-0,0095***</b> [0,0025]	<b>-0,0086***</b> [0,0026]	<b>-0,0068***</b> [0,0025]	<b>-0,0071***</b> [0,0023]	<b>-0,0099***</b> [0,0026]	<b>-0,0075***</b> [0,0024]
<i>piibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	-0,0696* [0,0408]	-0,0355 [0,0413]	-0,0041 [0,0390]	-0,0002 [0,0386]	-0,0048 [0,0352]	-0,0064 [0,0368]
<i>pop</i>	<b>0,0221***</b> [0,0084]	<b>0,0178**</b> [0,0084]	<b>0,0219**</b> [0,0086]	<b>0,0252***</b> [0,0087]	<b>0,0277***</b> [0,0089]	<b>0,0253***</b> [0,0090]
<i>hcpt</i>	0,0624 [0,0820]	0,1042 [0,0838]	-0,0239 [0,0880]	-0,0051 [0,0807]	0,0632 [0,0899]	-0,0001 [0,0814]
<i>gvc</i>	<b>0,0042**</b> [0,0015]					
<i>dens</i>			0,0085 [0,0078]			
<i>instq</i>					<b>0,0688***</b> [0,0250]	
<i>latam</i>	-0,0726 [0,0597]	<b>-0,1207**</b> [0,0541]	-0,0626 [0,0548]	-0,0746 [0,0519]	-0,0285 [0,0604]	-0,0860 [0,0539]
<i>euro</i>	0,0784 [0,0701]	0,0847 [0,0803]	0,0938 [0,0899]	0,0887 [0,0886]	0,1272 [0,0979]	0,0882 [0,0931]
<i>asia</i>	<b>-0,1259**</b> [0,0522]	<b>-0,1295**</b> [0,0491]	<b>-0,1055**</b> [0,0430]	<b>-0,1185**</b> [0,0413]	-0,0753 [0,0518]	<b>-0,1322***</b> [0,0449]
<i>afri</i>	<b>-0,2628***</b> [0,0504]	<b>-0,2391***</b> [0,0585]	<b>-0,1920***</b> [0,0617]	<b>-0,2111***</b> [0,0568]	<b>-0,1769***</b> [0,0629]	<b>-0,2214***</b> [0,0584]
constant	0,2496 [0,1460]	0,2382 [0,1394]	0,2250 [0,1218]		0,2794 [0,1196]	
Observaciones	2295	2295	1999	1999	1920	1920
Período de estimación	1990-2015	1990-2015	1995-2015	1995-2015	1996-2015	1996-2015
R2 within	0,05	0,05	0,03	0,03	0,04	0,04
R2 between	0,29	0,26	0,27	0,27	0,29	0,27
% de positivos (p)	12,55	12,55	10,81	10,81	10,68	10,68
#saltos	96	96	72	72	68	68

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Las regresiones 3 y 4 de la Tabla 5.2 se diferencian en que en la primera se reportan los resultados de estimar un modelo no restringido en el que se incluye a la variable densidad,

mientras que en la segunda no. En este caso, a diferencia de lo obtenido en la regresión 1 de la Tabla 5.1D, el coeficiente asociado a la flexibilidad de las capacidades productivas no resulta estadísticamente significativo. Por ese motivo no sorprende que la inclusión de esa variable no altere los coeficientes estimados para las variables regionales cuando se comparan ambas regresiones.

Por último, las regresiones 5 y 6 replican la misma metodología para observar el impacto de la calidad institucional sobre las variables regionales. Los resultados reportados sugieren que su inclusión permite eliminar la desventaja relativa de los países de Asia emergente en el periodo 1995-2015 (este coeficiente regional —asia— no es estadísticamente significativo en el modelo no restringido mientras que se activa en el modelo restringido).

## Sección 5.2. Pruebas de robustez

### **Prueba #1: *Logit* en lugar de *probit***

El primer chequeo de robustez que presentamos es el de estimar las mismas regresiones pero con un modelo *logit*, es decir, la misma ecuación 4.1 sólo que  $\Phi$  no es la función de densidad acumulada de la distribución normal, sino que es la función de densidad acumulada de la distribución logística. Cuando el interés está puesto en los efectos marginales en las medias muestrales, los modelos *probit* y *logit* suelen reportar resultados muy similares. Ahora bien, en paneles no balanceados con una clara predominancia de ceros (fracasos), como el utilizado en este TFM, puede haber divergencias. En las Tablas A.4A a A.4D que pueden encontrarse en el Anexo de este TFM se reportan los resultados de correr las mismas regresiones de las Tablas 5.1A a 5.1D, pero con modelos *logit* en lugar de *probit*. Como puede observarse, los resultados son prácticamente los mismos. Sólo se observa una ligera profundización de la desventaja estimada para los países africanos en términos relativos al resto de los coeficientes estimados. Podemos concluir que el tipo de modelo no lineal elegido no altera las principales conclusiones de este TFM.

## **Prueba #2: Variables rezagadas en lugar de variables contemporáneas**

Puede argumentarse que los efectos sobre las exportaciones inducidos por algunas de las variables incluidas pueden demorar en aparecer. En particular, este puede ser el caso del tipo de cambio real y/o el acceso preferencial a mercados. Para contemplar esta posibilidad probamos dos alternativas.

En primer lugar, se corrieron las mismas regresiones de la Tablas 5.1A a 5.1C pero con todos los regresores rezagados dos períodos. Se reportan los resultados de las regresiones que incorporan aquellas variables cuyos resultados previos fueron distintos a los esperados y/o no estadísticamente significativos. Los resultados pueden observarse en la Tabla A.5 del Anexo.

En general, los resultados son similares. Incluso introduciendo rezagos, no encontramos evidencia concluyente de que el tipo de cambio real y/o el acceso preferencial a mercados incidan en la probabilidad de experimentar un salto exportador. Las regresiones 2 y 3 continúan aportando evidencia de que las políticas que facilitan el crédito externo para las firmas domésticas parece ser el aspecto más importante de la apertura económica de jure como motor de los saltos exportadores. Dónde sí se observan diferencias importantes respecto a las estimaciones de la Tabla 5.3C es en el rol de las variables de ciclo económico, tanto de la brecha de producto como de la dinámica del sector privado. Ambos coeficientes aumentan su valor absoluto y pasan a ser estadísticamente significativos con los valores de confianza habituales. Esto es consistente con la idea de que el recalentamiento de la economía hoy eleva la probabilidad de inestabilidad macro en el futuro y con ello se propicia un entorno menos favorable a la ocurrencia de saltos exportadores.

En segundo lugar, consideramos una variante todavía más contemplativa con los probables rezagos de respuesta de los volúmenes exportados a cambios abruptos en sus posibles disparadores. En efecto, en la Tabla A.6 del Anexo, los regresores de acceso a terceros mercados, nivel del tipo de cambio real, desalineamiento del tipo de cambio real, apertura económica, ratio de crédito a PIB, y stock de inversión extranjera directa como porcentaje del PIB miden la variación en puntos porcentuales de cada una de estas variables en un lapso de 10 años (el promedio entre  $t-4$  y  $t$  vs el promedio entre  $t-9$  y  $t-5$ ).

Como puede observarse, con esta especificación tampoco encontramos evidencia de que el tipo de cambio real, el acceso preferencial a terceros mercados y/o la política comercial unilateral de *jure* incidan, en promedio, en la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador.

### **Prueba #3: Modelos lineales en lugar de modelos no lineales**

Como comentamos en la sección 4.2.1 el debate en torno a la elección de modelos no lineales vs modelos lineales para variables dependientes dicotómicas no está cerrado (aunque sí existe una inclinación en la literatura a favor de los primeros). Como prueba de robustez de los resultados obtenidos en la sección 5.1, en la Tablas A.7A a A.7D del Anexo se presentan los resultados obtenidos al estimar las mismas regresiones de las Tabla 5.1A a 5.1D, pero con un modelo lineal mediante mínimos cuadrados generalizados.

Considerando que los resultados de los modelos lineales y no lineales no son estrictamente comparables, las principales conclusiones que pueden extraerse de este chequeo de robustez son las siguientes:

El coeficiente asociado a uno de los controles, el tamaño de la población se vuelve estadísticamente significativo en todas las regresiones lineales con un efecto marginal estimado positivo. Lo contrario sucede con el coeficiente asociado al stock de capital humano.

La desventaja de las economías de América Latina se torna menos evidente. Si bien el coeficiente asociado a la pertenencia a esta región mantiene siempre el signo negativo, la significatividad estadística decae en relación con las estimaciones del modelo *probit*: No obstante, al 90% de confianza, el coeficiente sea estadísticamente igual a 0 en sólo 3 de las 15 regresiones de las Tablas A.4A a A.4C.

La desventaja de las economías de Europa Emergente desaparece cuando usamos el modelo de probabilidad lineal para estimar todas las regresiones.

Como se comentó al final de la sección 5.1 el coeficiente asociado a la variable “densidad” deja de ser estadísticamente significativo cuando se estima la probabilidad de ocurrencia de los saltos exportadores mediante un modelo de probabilidad lineal.

Por último, los resultados de las regresiones 2 a 5 de la Tabla A.4D sugieren que es la fortaleza de los derechos de propiedad y la capacidad de los gobiernos para hacer cumplir los contratos (*rule of law*) la dimensión de la calidad institucional que más incide sobre los saltos exportadores. De todos modos, tal y como se observaba en la Tabla 5.1D los valores de los coeficientes de todas las dimensiones (a excepción del control de la corrupción) están muy parejos entre sí, y, en todas las variantes (*probit*, *logit* o modelo de probabilidad lineal), la medida global de la calidad institucional aparenta ser la variable más adecuada a considerar.

Más allá de estas diferencias, las regresiones de las Tablas A.4A a A.4D reflejan resultados similares a los reportados en las Tablas 5.1A a 5.1D. El uso de un modelo de probabilidad lineal no altera sustancialmente las conclusiones que se obtienen al estimar los modelos no lineales (*probit* y *logit*).

#### **Prueba #4: Promedio de efectos marginales en lugar de efectos marginales en las medias muestrales**

En la sección anterior comentamos que una de las alternativas para comparar coeficientes entre modelos no lineales era recurrir simplemente a un modelo lineal. Eso es lo que hicimos en la Tabla 5.2 y nos permitió observar que parte de la desventaja inicial de las economías emergentes de América Latina obedecía a su baja inserción a las cadenas globales de valor, mientras que la débil calidad de las instituciones parecía afectar a las economías de Asia emergente en el período 1995-2015. Como prueba de robustez de ese resultado emplearemos otra de las alternativas que consiste en estimar un modelo no lineal como el *probit*, pero computar el promedio de los efectos marginales a lo largo de toda la muestra y no, como es habitual (y como lo presentamos hasta el momento) el efecto marginal estimado sobre la media muestral de los regresores (Karlson et. al., 2012). En base a simulaciones de Monte-Carlo, en las que no se detectó que los coeficientes estimados estén afectados por el efecto de re-escalamiento, se recomienda el promedio de los efectos marginales (usualmente denominados APE, por sus siglas en inglés, Cramer, 2007).

Se reportan los resultados en la Tabla A.8 del Anexo. Volvemos a encontrar evidencia de que la introducción de la variable “gvc” anula la desventaja inicial de América Latina (regresiones 1 y 2). Podemos concluir que la evidencia empírica es suficientemente robusta como para sostener que parte de la idiosincrasia de las economías de América Latina en lo relativo a saltos

exportadores es capturada por la baja inserción en cadenas globales de valor. Las regresiones 5 y 6 nos arrojan un resultado distinto al que obtuvimos mediante el modelo de probabilidad lineal: el coeficiente que pierde significancia estadística es de pertenencia a América Latina, y no a Asia emergente cuando introducimos la variable “instq”. Asimismo, a diferencia de lo que arrojaba la estimación de un modelo de probabilidad lineal (regresiones 3 y 4 de la Tabla 5.2), la estimación del promedio de los efectos marginales en un modelo *probit* (regresiones 3 y 4 de la Tabla A.5) nos vuelve a indicar que el efecto de la flexibilidad de las capacidades productivas sobre la probabilidad de ocurrencia en los saltos exportadores es positivo y estadísticamente significativo. En esta ocasión, a su vez, se destaca que la inclusión de esa variable (regresión 3) reduce el valor absoluto de los coeficientes estimados para las regiones América Latina, Asia Emergente, y África; lo cual podría sugerir que aquella variable también “extrae” parte de las desventajas idiosincrásicas de las regiones postergadas. De todos modos, dado que esta conclusión no puede sostenerse en todas las especificaciones, consideramos que debe ser tomada con cautela.

#### **Prueba #5: Efectos fijos en lugar de efectos aleatorios (sin variables regionales)**

Corresponde mencionar que todos los resultados presentados hasta el momento hacen uso de modelos con efectos aleatorios en datos de panel con el agregado de coeficientes fijos por año (que capturan factores globales) y por región. Una alternativa es la de estimar todas las regresiones con efectos fijos, lo cual es menos insesgado, pero al mismo tiempo menos eficiente, lo que puede ser un problema al contar con una muestra relativamente acotada en el tiempo. Para explorar la magnitud del sesgo en que podemos estar incurriendo al optar por efectos aleatorios, se estimaron las mismas regresiones de las Tablas 5.3A a 5.3D, tanto por efectos aleatorios como por efectos fijos, sin incluir a los efectos fijos por región, dado que, por construcción, el método de efectos fijos no funciona con regresores invariantes en el tiempo. En la Tabla A.9 del Anexo se reportan los resultados del test de Hausman, cuya hipótesis nula implica que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los coeficientes estimados por ambos métodos (Hausman, 1978). Aplicamos el test sobre las regresiones del modelo *logit* (Tablas A.4A a A.4D) y no del modelo *probit* (Tablas 5.1A a 5.1D) porque el método de efectos fijos no puede ser aplicado en este último<sup>27</sup>.

---

<sup>27</sup> El objetivo final de esta prueba de robustez es identificar la existencia de sesgos por usar efectos aleatorios en lugar de efectos fijos. De encontrarlo y no corregirlo, *probit* deja de ser una buena opción de por sí, y *logit* o el

Si bien los resultados son mixtos, en general apuntan a que el método de efectos aleatorios sin controles regionales puede arrojar estimaciones sesgadas. Este resultado avala la incorporación de efectos fijos por regiones, los que, como se vio, dan cuenta de un importante componente idiosincrásico de los episodios.

#### **Prueba #6: Episodios identificados con el filtro de 7 años en lugar del filtro de 5 años**

En la Sección 4.2.1 comentamos que por restricciones de muestra (las bases de datos sobre capacidades productivas e instituciones comienzan a mediados de 1990), para el análisis econométrico optamos por identificar a los saltos evaluando el desempeño de los volúmenes exportados en un período de 5 años y no de 7 como hacen Cerra y Woldemichael por el simple motivo de no tener una masa crítica de episodios en la muestra corta si aplicáramos el filtro más exigente. Consideramos conveniente testear si esta decisión pudo influir significativamente sobre los resultados, por lo que reprodujimos las estimaciones de la Tablas 5.1A a 5.1C<sup>28</sup> con la salvedad de que en esta ocasión los episodios están identificados en un periodo de 7 años<sup>29</sup>. Se reportan los resultados en las tablas A.10A a A.10C del Anexo.

Como puede observarse, a pesar de “perder” aproximadamente 40 episodios con esta identificación más exigente, los principales resultados se mantienen: los saltos exportadores tienen una elevada carga idiosincrásica, reflejada en la desventaja inicial que aparentan tener las economías de África, y, en menor medida, de América Latina y de Europa Emergente; la apertura financiera y la inserción a las cadenas globales de valor están positivamente relacionadas con la probabilidad de ocurrencia de los saltos exportadores y la volatilidad cambiaria es nociva para este tipo de episodios. Ni el tipo de cambio real ni los acuerdos comerciales parecen jugar un rol importante. Sí corresponde mencionar que el coeficiente asociado al aumento de la tasa de inversión deja de ser estadísticamente significativo.

En base a estos resultados se puede concluir que la elección de un filtro de selección de episodios de 5 años (en lugar de 7) no cambia las principales conclusiones de este TFM.

---

modelo de probabilidad lineal con efectos fijos las mejores alternativas. No poder realizar directamente el test de Hausman sobre el modelo *probit* no altera esta lógica.

<sup>28</sup> Debido a la poca disponibilidad de datos sobre las variables incluidas en la Tabla 5.1D, el porcentaje de positividad de las observaciones se reduce del 11% al 6%, lo que dificulta la estimación mediante *probit* o *logit*

<sup>29</sup> En la Tabla A.2 del Anexo se reportan todos los saltos exportadores identificados a partir del uso del filtro de 7 años.

## **Prueba #7: Resultados sin considerar episodios “truncados”**

También se mencionó que los datos no nos permitían asegurar que 3 de los 122 episodios tengan su comienzo correctamente identificado por el truncamiento hacia la izquierda de la muestra. Para cerciorarnos de que estos casos no sesguen los resultados generales decidimos correr las mismas regresiones de la Tablas 5.1A a 5.1C excluyendo esos 3 episodios de 1987 (Corea del Sur, Hong Kong y Singapur)<sup>30</sup>. Los resultados están en la Tablas A.11A a A.11C del Anexo.

Como era de esperar, los resultados son prácticamente los mismos. Puede concluirse que el truncamiento no invalida las principales conclusiones de este trabajo.

### Sección 5.3 Hallazgos principales y comparación de resultados con trabajos previos

El objetivo de este TFM era identificar la existencia de factores comunes a los saltos exportadores. El uso de modelos no lineales de probabilidad estimados por efectos aleatorios con efectos fijos por año y por región nos permitió encontrar los siguientes hallazgos (los cuales fueron corroborados tras varios chequeos de robustez):

Los saltos exportadores son episodios que tienen una carga idiosincrásica elevada. En el período 1986-2014 las economías emergentes de África, y en menor medida, de América Latina tuvieron una desventaja inicial en relación con las economías avanzadas en cuanto a la probabilidad de experimentar un salto exportador. En el período 1995-2014 este también parece haber sido el caso de Asia. La evidencia respecto a las economías emergentes de Europa es mixta. Besedes y Blyde (2010) habían encontrado resultados similares al estudiar los determinantes de la duración de los vínculos comerciales.

Para el caso específico de las economías de América Latina, encontramos evidencia a favor de que, en parte, la menor probabilidad de experimentar un salto exportador en relación con las economías avanzadas estaría asociada a su baja inserción en las cadenas globales de valor en el período bajo estudio. También encontramos indicios de que la debilidad de las instituciones indicó negativamente en el éxito exportador de los países de América Latina y de Asia Emergente. El rol positivo tanto de la participación en cadenas globales de valor, como de la

---

<sup>30</sup> Dado que la muestra de las regresiones de la Tabla 5.1D comienza en 1995 los resultados allí reportados no pueden estar afectados por el posible truncamiento de los 3 episodios mencionados.

fortaleza institucional ya había sido señalado en el trabajo de Cerra y Woldemichael, 2017 (CW); que, como se mencionó en reiteradas ocasiones, es el principal punto de comparación de este TFM por ser el trabajo sobre saltos exportadores más completo publicado hasta la fecha. No obstante, consideramos que la asociación entre ambas variables y las desventajas con las que parten los países emergentes de América Latina y Asia, es un aporte nuevo y significativo a esta literatura.

Otro aporte de este TFM es la verificación de que la flexibilidad de las capacidades productivas tiene un efecto positivo en los saltos exportadores; variable que solo había sido incluida en investigaciones a nivel firma sobre la duración de los vínculos comerciales (Goya y Zahler, 2017). Cabe destacar que no hallamos evidencia suficiente para postular que la desventaja de las regiones postergadas se explique por diferencias en esa variable.

Nuestro trabajo pone en duda dos de los hallazgos más importantes del trabajo de CW: el rol positivo de los acuerdos comerciales y de la competitividad cambiaria. De acuerdo con nuestras estimaciones ni la apertura comercial unilateral, ni la firma de acuerdos de integración recíprocos con otros países parecen elevar la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Si bien se probaron varias alternativas (tasa de depreciación real, desalineamiento respecto a tendencia y efectos asimétricos entre apreciación y depreciación), tampoco encontramos evidencia a favor de que el tipo de cambio real incida sobre el inicio de estos eventos. Dado que, como se comentó en el capítulo 3 en este TFM, en este trabajo se utiliza una selección de episodios superadora a lo hecho previamente en la literatura, y que nuestros resultados son robustos a distintas especificaciones, consideramos que aquellos resultados deben ser tomados con cautela.

Por otra parte, a diferencia de CW, encontramos evidencia a favor de un impacto positivo de la apertura financiera sobre la probabilidad de ocurrencia de los saltos exportadores, en particular del acceso al crédito externo por parte de las firmas locales.

Sí logramos corroborar otros de los hallazgos del trabajo de CW. Para cualquier economía la inserción en las cadenas globales de valor y la calidad de las instituciones se vinculan positivamente con este tipo de eventos, mientras que la volatilidad cambiaria lo hace de forma negativa. Estos resultados son estadísticamente significativos en todos los casos y superan todas las pruebas de robustez. También encontramos evidencia de que un aumento en la tasa de

inversión se asocia con el inicio de los saltos exportadores, aunque este resultado no se sostiene en todas las especificaciones.

Encontramos cierta evidencia que indica que variables asociadas a la fase alcista del ciclo económico, como una brecha de producto positiva y un crecimiento acelerado del crédito al sector privado se vinculan inversamente con la probabilidad de ocurrencia de un episodio. De todos modos, esta evidencia no es robusta a distintas especificaciones.

## 6. Reflexiones finales

Consideramos que para sostener un proceso de crecimiento económico prolongado Argentina necesita dar un salto exportador. Este TFM, motivado por aquella consideración (sobre la que parece haber cierto consenso a favor), se propuso explorar la existencia de factores comunes al inicio de episodios de crecimiento destacado, vigoroso y sostenido de las exportaciones, episodios que la literatura identifica como “saltos exportadores”.

Para este fin nos apoyamos en trabajos previos que tenían el mismo objeto de estudio, siendo el más reciente y extenso el de Cerra y Woldemichael, 2017 (CW). En todos ellos, los autores apelan al mismo filtro de selección que utilizamos en este TFM pero sobre una muestra de lo que denominan “exportaciones reales”, construidas como valores exportados en dólares corrientes, deflactados por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos. Esto implica que aquellas “exportaciones reales” son en realidad combinaciones de cantidades y precios de exportación medidas en dólares constantes. Dada la volatilidad que los precios externos pueden mostrar en largos períodos de tiempo (como los requeridos para analizar los saltos exportadores), consideramos que es más apropiado trabajar con series que midan más concretamente cantidades. Uno de los hallazgos de este TFM es que, si se aplica el mismo filtro, pero sobre una base de volúmenes exportados, la selección de episodios cambia notoriamente. Naturalmente, este hallazgo genera un manto de sospecha sobre las conclusiones a las que se arriba en los trabajos previos. Para superar ese problema, construimos una base de datos de volúmenes exportados para 120 países en el período 1980-2018. Valiéndonos de un filtro de selección de la literatura sobre “aceleraciones de flujos” (Hausmann et. al, encontramos 122 saltos exportadores, un número lo suficiente elevado como para detectar la existencia de factores comunes que alteren su probabilidad de ocurrencia mediante métodos econométricos. Como siguiente paso, a la base de datos sobre volúmenes exportados le adicionamos 24 variables, que, de acuerdo con la literatura de comercio internacional revisada en el capítulo 3, podrían incidir en la ocurrencia de estos episodios. Este panel de datos nos permitió estudiar si en el entorno de ocurrencia de los saltos exportadores existen factores comunes a nivel país que los impulsen o son episodios que se dan bajo la combinación de condiciones singulares e irrepetibles. Para el análisis cuantitativo tomamos como referencia el modelo más utilizado en esta literatura, el modelo de probabilidad no lineal, *probit*, estimado mediante máxima verosimilitud con efectos aleatorios, incluyendo coeficientes fijos por año y por región para

minimizar el posible sesgo propio de este tipo de modelos. Como pruebas de robustez constatamos que los resultados se sostengan empleando otros modelos (*logit*, y el modelo de probabilidad lineal), como así también con una selección alternativa de episodios (un filtro de 7 años) y sin incluir los 3 saltos cuya fecha de inicio identificada podría ser errónea por el truncamiento de la muestra.

Aplicando esa metodología encontramos que, condicional a las variables típicamente mencionadas en la literatura de comercio internacional, hay diferencias significativas y económicamente relevantes en la probabilidad de ocurrencia de este tipo de eventos entre los países emergentes de las regiones más postergadas (en particular África, y en menor medida América Latina, en el período 1986-2014 y Asia, en el periodo 1995-2014), y los países avanzados.

También encontramos indicios de que en América Latina y Asia una parte de esa carga idiosincrática podría estar asociada a un funcionamiento deficiente de las instituciones, mientras que en el caso específico de América Latina también parece haber influenciado negativamente la baja inserción de estas economías en las cadenas globales de valor. El rol positivo tanto de la participación en cadenas globales de valor, como de la fortaleza institucional ya había sido señalado en el trabajo de CW. No obstante, consideramos que la asociación entre ambas variables y las desventajas con las que parten los países emergentes de América Latina y Asia, es un aporte nuevo y significativo a esta literatura.

Hallamos que la flexibilidad de las capacidades productivas reflejada en la canasta de exportación de las economías se vincula positivamente con los saltos exportadores, pero no encontramos evidencia concluyente de que la desventaja de las regiones postergadas se explique por diferencias en esa variable. Hasta dónde llega nuestro conocimiento, es la primera vez que se explora empíricamente la relación entre esta variable y los saltos exportadores, por lo que entendemos que este hallazgo es un aporte a la literatura.

En cuanto a las variables macro, encontramos que la volatilidad cambiaria es nociva para el despegue exportador, mientras que la integración financiera lo favorece. También encontramos indicios de que, en sus comienzos, los saltos exportadores están asociados a un aumento de la tasa de inversión. A diferencia de CW no encontramos un efecto estadísticamente significativo

del tipo de cambio real, de la integración comercial ni de los flujos de inversión extranjera directa sobre la probabilidad de ocurrencia de este tipo de eventos. Dado que al menos la mitad de los saltos exportadores identificados por CW no se sostienen como tales si para su selección se utiliza una base de volúmenes exportados, consideramos que el rol positivo que se le asignó a aquellas variables debe ser puesto en duda a la luz de los resultados obtenidos en este TFM. Consideramos que este es otra contribución a la literatura.

De todo lo anterior se desprenden recomendaciones de política vinculadas con la principal motivación de este TFM, la necesidad de Argentina de experimentar un salto exportador. De acuerdo con la evidencia empírica, evitar los recurrentes episodios de elevada volatilidad cambiaria que padece nuestra economía puede tener efectos positivos en las exportaciones. Si bien las causas macroeconómicas de la volatilidad cambiaria están por fuera del alcance de este trabajo, no podemos dejar pasar por alto que las últimas décadas dan cuenta de lo difícil que ha sido para Argentina alcanzar ese objetivo. Al respecto, una mejora en el diseño y la ejecución de la política macroeconómica del país, en particular ingresar en un sendero fiscal sostenible y una política monetaria consistente, aparece como condición necesaria pero probablemente no suficiente. Además de los desmanejos macroeconómicos, en los episodios de bruscas depreciaciones de la moneda se reflejaron conflictos de la economía política, como la ausencia de una coalición política pro-exportadora con peso propio (lo que puede estar vinculado con la baja elasticidad empleo de las exportaciones en nuestro país y la naturaleza de la canasta típica de exportaciones del país, basada centralmente en “bienes salario”), y la recurrencia por parte de las sucesivas administraciones de gobierno del atraso cambiario como modo de satisfacción de demandas sociales materiales disociadas con la productividad de la economía (Gerchunoff, 2020). La evidencia de este TFM sugiere que desafío es aún más complejo, ya que acotar la volatilidad cambiaria no debería darse a expensas de la integración financiera (lo cual, sin embargo, en el pasado tuvo como resultado la profundización de los ciclos del tipo *boom-bust* de la economía argentina), ya que ésta favorece la ocurrencia de los episodios. Un marco de estabilidad cambiaria y un acceso fluido al crédito externo pueden, a su vez, facilitar un aumento de la tasa de inversión doméstica, lo cual, de acuerdo con nuestros resultados, podría estar positivamente vinculado con el comienzo de los saltos exportadores. El nuevo enfoque macro-financiero del FMI aparece como un aporte valioso para pensar la estrategia adecuada para enfrentar este desafío en una economía con mercados financieros poco desarrollados, una historia previa de elevada inestabilidad macroeconómica y, en consecuencia, baja credibilidad en las acciones de los hacedores de política y expectativas de inflación débilmente ancladas,

como es el caso de Argentina. En este nuevo enfoque, los autores enfatizan la necesidad de apelar a políticas complementarias a la flexibilidad cambiaria para moderar la volatilidad agregada. Sin sacrificar el objetivo de integración financiera, promueven en determinadas circunstancias el uso de controles a la movilidad de capitales, políticas cambiarias de flotación administrada y regulaciones macroprudenciales (IMF, 2020).

La evidencia también sugiere que las probabilidades de éxito aumentarán si las firmas argentinas logran insertarse más profundamente en las cadenas globales de valor. En 2018, último dato disponible, el país ocupaba el puesto 135 entre 162 países en el indicador que escogimos para medir la participación en las CGV (la suma del peso del valor agregado extranjero en las exportaciones y del valor agregado doméstico embebido en las exportaciones del resto del mundo, como porcentaje de las exportaciones brutas). Para esto se requiere poner en marcha políticas públicas que apunten a mejorar la infraestructura logística y de telecomunicaciones, reducir el costo de los procesos aduaneros, invertir en capital humano, reducir las rigideces del mercado laboral y adoptar estándares regulatorios globales en los mercados de bienes y servicios (World Bank, 2020).

Este trabajo concluye con cinco consideraciones finales:

En primer lugar y como se mencionó anteriormente, aunque estén estrechamente relacionados con los saltos exportadores, este TFM no tuvo como objetivo estudiar los determinantes de las exportaciones. Es decir, no es nuestra intención postular que el tipo de cambio real o los acuerdos comerciales no incidan en la dinámica de los volúmenes exportados (relación usualmente explorada como el cambio de un período a otro), simplemente porque no fue ése nuestro objeto de estudio. No es mucho lo que este TFM tiene para decir al respecto. Nuestra intención fue explorar la existencia de factores comunes a nivel macro que impulsen o limiten la probabilidad de ocurrencia de episodios de crecimiento destacado, vigoroso y sostenido de las cantidades exportadas, que caracterizan a los saltos exportadores. Al tratarse de construcciones teóricas distintas, los determinantes no tienen por qué ser los mismos.

En segundo lugar, siguiendo la línea de investigación de trabajos anteriores, en este TFM se exploró la existencia de condiciones iniciales comunes que favorezcan la emergencia de este tipo de eventos. Consideramos que es deseable complementar este enfoque con otro trabajo que se proponga estudiar si existen factores que sostengan al salto exportador durante su trayectoria.

Es quizás en ese momento en el cual la política cambiaria pudiera tener mayor incidencia (por ejemplo, mediante la compra de divisas procedentes del despegue exportador para evitar la apreciación de la moneda).

En tercer lugar, en este TFM nos circunscribimos al análisis de los saltos exportadores de bienes. Esta decisión estuvo fundamentada en la presunción de que la definición de “exportaciones reales de bienes” utilizada en trabajos previos era conflictiva y que el uso de volúmenes exportados para seleccionar los episodios era preferible. Como se comentó, la presunción resultó en principio acertada. De todos modos, cabe destacar que las mejores perspectivas para las exportaciones argentinas pueden estar en el comercio de servicios y no de bienes. Más aún, los saltos exportadores de servicios podrían tener otros determinantes en sus comienzos. Si bien en los trabajos previos sobre este tipo de episodios se extendió la metodología de bienes a servicios, consideramos que ésta es una línea de investigación en buena medida inexplorada y que su abordaje puede derivar en recomendaciones de política potencialmente muy útiles para el caso argentino.

En cuarto lugar, no puede pasarse por alto que el elevado componente idiosincrático de los saltos exportadores que hallamos en este TFM podría dar cuenta de la ausencia en las estimaciones de variables relevantes. Un listado no exhaustivo de potenciales candidatos incluye: la calidad de la infraestructura en un sentido amplio (logística, informática y telecomunicaciones, energética), la eficacia de las agencias nacionales de promoción de exportaciones, la agilidad de los procedimientos burocráticos a los que debe someterse un exportador y el funcionamiento de los mercados domésticos de bienes y factores productivos. A medida que se disponga de un conjunto de datos suficiente para testear la incidencia de estos potenciales determinantes de los saltos exportadores los resultados de este TFM deberán, sin duda, someterse a un nuevo escrutinio.

Por último, no podemos soslayar que el proceso de elaboración de este TFM estuvo atravesado por la pandemia del Covid-19, cuyos efectos nocivos sobre la actividad económica y el comercio global no tienen precedentes y aún siguen en curso. Las consecuencias de largo plazo de la pandemia sobre el funcionamiento de las cadenas globales de valor en particular, y sobre el proceso de globalización en un sentido amplio todavía están por verse (The economist, 2020; UNCTAD, 2020; OECD, 2021). No obstante, conservamos la expectativa de que incluso en un nuevo mundo post-pandemia, algunas de las conclusiones que presentamos en este TFM puedan

ser de utilidad para pensar el salto exportador que la economía argentina necesita imperiosamente para quebrar sus ciclos de crisis recurrentes.

## Referencias bibliográficas

- Adler, G., Casas, C., Cubeddu, L., Gopinath, G., Li, N., Meleshchuk, S., ... & Timmer, Y. (2020). Dominant currencies and external adjustment. IMF Staff Discussion Note.
- Ahmed, S., Appendino, M., & Ruta, M. (2016). Global value chains and the exchange rate elasticity of exports. *The BE Journal of Macroeconomics*, 17(1).
- Albornoz, F., Fanelli, S., & Hallak, J. C. (2016). Survival in export markets. *Journal of International Economics*, 102, 262-281.
- Alessandria, G., Pratap, S., & Yue, V. Z. (2013). Export dynamics in large devaluations.
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2014). Importers, exporters, and exchange rate disconnect. *American Economic Review*, 104(7), 1942-78.
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2016). International shocks and domestic prices: how large are strategic complementarities? (No. w22119). National Bureau of Economic Research.
- Amiti, M., & Weinstein, D. E. (2011). Exports and financial shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1841-1877.
- Anderson, J. E. (2011). The gravity model. *Annu. Rev. Econ.*, 3(1), 133-160.
- Anderson, J. E., & Marcouiller, D. (2002). Insecurity and the pattern of trade: An empirical investigation. *Review of Economics and statistics*, 84(2), 342-352.
- Anwar, S., Hu, B., Jin, Y., & Wang, K. (2019). China's export tax rebate and the duration of firm export spells. *Review of Development Economics*, 23(1), 376-394.
- Atkeson, A., & Burstein, A. (2008). Pricing-to-market, trade costs, and international relative prices. *American Economic Review*, 98(5), 1998-2031.
- Auboin, M., & Ruta, M. (2013). The relationship between exchange rates and international trade: a literature review. *World Trade Review*, 12(3), 577-605.
- Baier, S. L., & Bergstrand, J. H. (2004). Economic determinants of free trade agreements. *Journal of international Economics*, 64(1), 29-63.
- Baier, S. L., & Bergstrand, J. H. (2007). Do free trade agreements actually increase members' international trade?. *Journal of international Economics*, 71(1), 72-95.
- Baier, S. L., Yotov, Y. V., & Zylkin, T. (2019). On the widely differing effects of free trade agreements: Lessons from twenty years of trade integration. *Journal of International Economics*, 116, 206-226.

- Bakker, M. B. B., Dell’Ariccia, M. G., Laeven, M. L., Vandenbussche, J., Igan, D., & Tong, H. (2012).
- Policies for macrofinancial stability: How to deal with credit booms. International Monetary Fund.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth?. *Journal of Financial economics*, 77(1), 3-55.
- Berman, N., & Berthou, A. (2009). Financial market imperfections and the impact of exchange rate movements on exports. *Review of International Economics*, 17(1), 103-120.
- Besedeš, T., & Blyde, J. (2010). What drives export survival? An analysis of export duration in Latin America. available at [www.editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi](http://www.editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi).
- Besedeš, T., & Prusa, T. J. (2006). Ins, outs, and the duration of trade. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’économique*, 39(1), 266-295.
- BIS (2017). Informe Económico Anual Capítulo IV-Sobre la globalización. [https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2017\\_6\\_es.htm](https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2017_6_es.htm)
- Broll, U., & Eckwert, B. (1999). Exchange rate volatility and international trade. *Southern Economic Journal*, 178-185.
- Burstein, A. T., Neves, J. C., & Rebelo, S. (2003). Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. *Journal of monetary Economics*, 50(6), 1189-1214.
- Cadot, O., Disdier, A., & Jaud, M. A. Suwa-Eisenmann (2015). “Big Hits in Exports: Growing by Leaps and Bounds”. Lausanne, mimeo.
- Caglayan, M., Dahi, O. S., & Demir, F. (2013). Trade flows, exchange rate uncertainty, and financial depth: evidence from 28 emerging countries. *Southern Economic Journal*, 79(4), 905-927.
- Carrère, C., & De Melo, J. (2012). Fiscal spending and economic growth: some stylized facts. *World Development*, 40(9), 1750-1761.
- Casas, C., Díez, F. J., Gopinath, G., & Gourinchas, P. O. (2016). Dominant currency paradigm (No. w22943). National Bureau of Economic Research.
- Casella, B., Bolwijn, R., Moran, D. D., & Kanemoto, K. (2019). Improving the analysis of global value chains: the UNCTAD-Eora Database. *Transnational Corporations Journal*, 26(3).

- Cerra, M. V., & Woldemichael, M. T. (2017). Launching export accelerations in Latin America and the world. International Monetary Fund.
- Chaney, T. (2018). The gravity equation in international trade: An explanation. *Journal of Political Economy*, 126(1), 150-177.
- Clark, P. B. (1973). Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade. *Economic Inquiry*, 11(3), 302-313.
- Clark, P. B. , Tamirisa, N., Wei, S.J., Sadikov, A., & Zeng, L. (2004). Exchange rate volatility and trade flows--some new evidence. *IMF Journal Issue*, 2004-023.
- Córcoles, D., Diaz-Mora, C., & Gandoy, R. (2012). Export survival in global value chains (No. 12-03).
- Ćorić, B., & Pugh, G. (2010). The effects of exchange rate variability on international trade: a meta-regression analysis. *Applied Economics*, 42(20), 2631-2644.
- Cramer, J. S. (2003). *Logit models from economics and other fields*. Cambridge University Press.
- Cramer, J. S. (2007). Robustness of logit analysis: Unobserved heterogeneity and misspecified disturbances. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(4), 545-555.
- Daruich, D., Easterly, W., & Reshef, A. (2019). The surprising instability of export specializations. *Journal of Development Economics*, 137, 36-65.
- Desai, M. A., Foley, C. F., & Forbes, K. J. (2008). Financial constraints and growth: Multinational and local firm responses to currency depreciations. *The Review of Financial Studies*, 21(6), 2857-2888.
- Dollar, D. R., Inomata, S., Degain, C., Meng, B., Wang, Z., Ahmad, N., ... & Heuser, C. (2017). *Global value chain development report 2017: measuring and analyzing the impact of GVCs on economic development* (No. ACS22639, pp. 1-206). The World Bank.
- Easterly, W., & Reshef, A. (2014). African export successes: surprises, stylized facts, and explanations. In *African Successes, Volume III: Modernization and Development* (pp. 297-342). University of Chicago Press.
- Easterly, W., Reshef, A., & Schwenkenberg, J. (2009). *The power of exports*. The World Bank.
- Eaton, J., Eslava, M., Kugler, M., & Tybout, J. (2007). Export dynamics in Colombia: Firm-level evidence (No. w13531). National Bureau of Economic Research.

- Ebeke, M. C. (2014). Private saving accelerations (No. 14-223). International Monetary Fund.
- Eichengreen, B., & Gupta, P. (2013). The real exchange rate and export growth: are services different?. The World Bank.
- Elbadawi, I., & Zaki, C. (2016). Does Exchange Rate Undervaluation Matter for Exports and Trade Margins? Evidence from Firm-Level Data. In Economic Research Forum Working Paper (No. 1004).
- Engel, C. (2006). Equivalence results for optimal pass-through, optimal indexing to exchange rates, and optimal choice of currency for export pricing. *Journal of the European Economic Association*, 4(6), 1249-1260.
- Frenkel, R., & Fanelli, J. M. (1996). Estabilidad y estructura: interacciones en el crecimiento económico. En: *Estabilización macroeconómica, reforma estructural y comportamiento industrial: estructura y funcionamiento del sector manufacturero latinoamericano en los años 90*-Buenos Aires: Alianza Editorial, 1996-p. 21-79.
- Feenstra, R. C., Hong, C., Ma, H., & Spencer, B. J. (2013). Contractual versus non-contractual trade: The role of institutions in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 94, 281-294.
- Fernandes, A. M., Freund, C., & Pierola, M. D. (2015). Exporter behavior, country size and stage of development: Evidence from the exporter dynamics database. The World Bank.
- Frankel, J. A., & Romer, D. H. (1999). Does trade cause growth?. *American economic review*, 89(3), 379-399.
- Freund, C., & Pierola, M. D. (2012). Export surges. *Journal of Development Economics*, 2(97), 387-395.
- Gerchunoff, P. (2020). El nudo Argentino. <https://www.eldiplo.org/notas-web/el-nudo-argentino/>
- Gereffi, G., Humphrey, J., & Sturgeon, T. (2005). The governance of global value chains. *Review of international political economy*, 12(1), 78-104.
- Giles, A. J., & Williams, C. L. (2000). Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 1. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 9(3), 261-337.
- Goldberg, P. K., & Pavcnik, N. (2007). Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of economic Literature*, 45(1), 39-82.

- Goya, D., & Zahler, A. (2017). 'Distance from the core' and new export survival: Evidence from Chilean exporters. Pontificia Universidad Catolica de Valparaiso Working Paper, 1.
- Gygli, S., Haelg, F., Potrafke, N., & Sturm, J. E. (2019). The KOF globalisation index—revisited. *The Review of International Organizations*, 14(3), 543-574.
- Hamilton, B. (2018). Learning, externalities and export dynamics. University of Virginia
- Hannan, S. A. (2016). The Impact of trade agreements: New approach, new insights. International Monetary Fund.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.
- Hausmann, R., & Klinger, B. (2007). The structure of the product space and the evolution of comparative advantage. CID Working Paper Series.
- Hausmann, R., Pritchett, L., & Rodrik, D. (2005). Growth accelerations. *Journal of economic growth*, 10(4), 303-329.
- Hausmann, R., Rodríguez, F., & Wagner, R. (2006). Growth Collapses. Harvard University, John F. Kennedy School of Government
- Hausmann, R., & Rodrik, D. (2003). Economic development as self-discovery. *Journal of development Economics*, 72(2), 603-633.
- Hausmann, R., Rodrik, D., & Sabel, C. (2008). Reconfiguring industrial policy: a framework with an application to South Africa.
- Hellevik, O. (2009). Linear versus logistic regression when the dependent variable is a dichotomy. *Quality & Quantity*, 43(1), 59-74.
- Helpman, E. (1988). Growth, technological progress, and trade (No. w2592). National Bureau of Economic Research.
- Heymann, D., & Leijonhufvud, A. (1995). High Inflation: The Arne Ryde Memorial Lectures. OUP Catalogue.
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 106(26), 10570-10575.
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2010). Country diversification, product ubiquity, and economic divergence (No. 201). Center for International Development at Harvard University.

- Hinkle, L. E., & Montiel, P. J. (1999). Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries (No. 23242, pp. 1-0). The World Bank.
- IMF, X. (2012). The Liberalization and Management of Capital Flows: An Institutional View. Washington DC. IMF, 14.
- IMF, X. (2020). Toward and integrated policy framework. Washington DC. IMF Policy paper.
- Irwin, D. A. (2019). Does Trade Reform Promote Economic Growth? A Review of Recent Evidence (No. w25927). National Bureau of Economic Research.
- Jongwanich, J. (2009). Equilibrium real exchange rate, misalignment, and export performance in developing Asia. Asian Development Bank Economics Research Paper Series, (151).
- Kampel, Daniel; Katz, Sebastián. (1995). Reforma comercial en Argentina impactos macroeconómicos y sectoriales : una comparación con la experiencia aperturista de Corea del Sur. (Trabajo Final de Posgrado. Universidad de Buenos Aires.) Recuperado de [http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-0183\\_KampelD.pdf](http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/tpos/1502-0183_KampelD.pdf)
- Karlson, K. B., Holm, A., & Breen, R. (2012). Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: A new method. *Sociological methodology*, 42(1), 286-313.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2007). The worldwide governance indicators project: answering the critics. The World Bank.
- Kniahin, D. (2014). Modeling International Trade Patterns Using Product Space Methodology. HEC Lausanne Master Thesis
- Kohn, D., Leibovici, F., & Szkup, M. (2020). Financial frictions and export dynamics in large devaluations. *Journal of International Economics*, 122, 103257.
- Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2003). *International Economics: Theory and Policy*. Pearson Education, Inc.
- Llach, L., & Gerchunoff, P. (2018). El ciclo de la ilusión y el desencanto. *Crítica Argentina*.
- Lederman, D., & Maloney, W. (2012). Does what you export matter? In search of empirical guidance for industrial policies. The World Bank.
- Leigh, M. D., Lian, W., Poplawski-Ribeiro, M., Szymanski, R., Tsyrennikov, V., & Yang, H. (2017). Exchange rates and trade: A disconnect?. *International Monetary Fund*.

- Levchenko, A. A. (2007). Institutional quality and international trade. *The Review of Economic Studies*, 74(3), 791-819.
- Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., & Gluzmann, P. A. (2013). Fear of appreciation☆. *Journal of Development Economics*, 101, 233-247.
- Lewis, L. T. (2017). How important are trade prices for trade flows?. *IMF Economic Review*, 65(3), 471-497.
- López-Roldán, P., & Fachelli, S. (2015). Metodología de la investigación social cuantitativa.
- Manova, K. (2013). Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade. *Review of Economic Studies*, 80(2), 711-744.
- Marshall, A. (1890). *Principles of economics*. Vol. 1.
- Mayer, T., & Steingress, W. (2019). Estimating the effect of exchange rate changes on total exports. BIS
- Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Méon, P. G., & Sekkat, K. (2008). Institutional quality and trade: which institutions? Which trade?. *Economic Inquiry*, 46(2), 227-240.
- Nitsch, V. (2009). Die another day: Duration in German import trade. *Review of World Economics*, 145(1), 133-154.
- Noguer, M., & Siscart, M. (2005). Trade raises income: a precise and robust result. *Journal of international Economics*, 65(2), 447-460.
- Nunn, N. (2007). Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 569-600.
- Nunn, N., & Trefler, D. (2014). Domestic institutions as a source of comparative advantage. In *Handbook of international economics* (Vol. 4, pp. 263-315). Elsevier.
- OECD (2021). *Global Value Chains: Efficiency and Risks in the Context of COVID-19*, OECD Policy Responses to Coronavirus (COVID-19), 11 February 2021, OECD Publishing
- Paravisini, D., Rappoport, V., Schnabl, P., & Wolfenzon, D. (2015). Dissecting the effect of credit supply on trade: Evidence from matched credit-export data. *The Review of Economic Studies*, 82(1), 333-359.
- Rajan, R. G., & Subramanian, A. (2011). Aid, Dutch disease, and manufacturing growth. *Journal of development Economics*, 94(1), 106-118.

- Rapetti, M., Carreras Mayer, P., Brest López, C. & Sorrentino, A. (2019): Exportar para crecer. Documento de trabajo del CIPPEC.
- Rodrik, D. (1994). Getting Interventions Right: How South Korea and Taiwan Grew Rich. NBER Working Paper, (w4964).
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008(2), 365-412.
- Seiermann, J. (2018). Only words. How Power in Trade Agreement Texts Affects International Trade Flows. UNCTAD.
- Soeng, R., & Cuyvers, L. (2018). Domestic institutions and export performance: Evidence for Cambodia. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 27(4), 389-408.
- The Economist (2021). Free exchange. Is a wave of supply-chain reshoring around the corner?. <https://www.economist.com/finance-and-economics/2020/12/16/is-a-wave-of-supply-chain-reshoring-around-the-corner>
- Tinbergen, J. (1962). Shaping the world economy; suggestions for an international economic policy.
- Townsend, Z., Buckley, J., Harada, M., & Scott, M. A. (2013). The choice between fixed and random effects. *The SAGE handbook of multilevel modeling*, 73-88.
- UNCTAD 2020. Impact of the COVID-19 pandemic on trade and development: transitioning to a new normal. Geneva, 2020. United Nations Conference of Trade and Development.
- Viner, J. (2014). The customs union issue. Oxford University Press.
- Volpe Martincus, C., & Carballo, J. (2009). Survival of new exporters in developing countries: Does it matter how they diversify? (No. IDB-WP-140). IDB working paper series.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- World Bank. 2020. *World Development Report 2020: Trading for Development in the Age of Global Value Chains*. Washington, DC: World Bank.
- WTO (2019), *Global Value Chain Development Report 2019: Technological Innovation, Supply Chain Trade, and Workers in a Globalized World*, WTO, Geneva/IDE-JETRO,/OECD, Paris Cedex 16/Research Center of Global Value Chains,

University of International Business and Economics, Beijing/World Bank Group,/China Development Research Foundation, Beijing, <https://doi.org/10.30875/6b9727ab-en>.

- Zylkin, T. (2014). Not All Free Trade Agreements Have the Same Advantages (No. 2014-9). LeBow College of Business, Drexel University.

## Anexos

### Anexo A.1. Saltos exportadores identificados. Filtro de 5 años

País	Inicio	Final	País	Inicio	Final
Argentina	1993	1997	Malasia	1989	1993
Australia	1990	1994	México	1988	1992
Australia	2012	2016	México	1993	1997
Austria	1987	1991	México	2012	2016
Austria	1997	2001	Marruecos	2014	2018
Bangladesh	1994	1998	Mozambique	1990	1994
Bangladesh	2003	2007	Mozambique	1999	2003
Bangladesh	2013	2017	Mozambique	2010	2014
Bolivia	2003	2007	Países Bajos	1987	1991
Brasil	1997	2001	Países Bajos	1994	1998
Brasil	2003	2007	Países Bajos	2004	2008
Bulgaria	2003	2007	Países Bajos	2014	2018
Canadá	1990	1994	Nueva Zelanda	1991	1995
Chile	1987	1991	Nueva Zelanda	2012	2016
Chile	1992	1996	Nicaragua	1994	1998
Chile	2001	2005	Nicaragua	1999	2003
China	1986	1990	Nicaragua	2004	2008
China	1999	2003	Noruega	1991	1995
Hong Kong	1987	1991	Pakistán	1987	1991
Hong	2003	2007	Pakistán	2000	2004
Taiwan	1989	1993	Panamá	2004	2008
Colombia	1989	1993	Paraguay	2003	2007
Colombia	2003	2007	Perú	1994	1998
Colombia	2010	2014	Perú	1999	2003
Costa Rica	1989	1993	Perú	2004	2008
Costa de Marfil	1995	1999	Filipinas	1988	1992
República Democrática del Congo	2008	2012	Filipinas	1995	1999
Dinamarca	1988	1992	Polonia	1997	2001
Ecuador	1991	1995	Polonia	2003	2007
Ecuador	2003	2007	Polonia	2013	2017
Egipto	2006	2010	Portugal	1987	1991
Guinea Ecuatorial	1993	1997	Portugal	2013	2017
Guinea Ecuatorial	2000	2004	Catar	2007	2011
Etiopía	2010	2014	Moldavia	2011	2015
Finlandia	1993	1997	Rumania	1994	1998
Francia	1987	1991	Rumania	1999	2003
Alemania	1997	2001	Rumania	2004	2008
Grecia	2012	2016	Ruanda	2007	2011
Guatemala	1995	1999	Santa Elena	2012	2016
Honduras	2001	2005	Senegal	1994	1998
Hungría	1997	2001	Senegal	1999	2003
Hungría	2004	2008	Singapur	1987	1991
Hungría	2014	2018	Singapur	1993	1997
Islandia	1998	2002	Singapur	2003	2007
India	1992	1996	España	1990	1994
India	1999	2003	España	2013	2017
India	2004	2008	Sri Lanka	1990	1994
Irlanda	1987	1991	Suecia	1993	1997
Irlanda	1992	1996	Siría	1988	1992
Irlanda	1997	2001	Tailandia	1991	1995
Israel	1993	1997	Tailandia	2000	2004
Italia	1989	1993	Turquía	1989	1993
Japón	2004	2008	Turquía	1994	1998
Jordania	2000	2004	Turquía	1999	2003
Kenia	2001	2005	Uganda	1999	2003
Corea del Sur	1987	1991	Uganda	2004	2008
Corea del Sur	1995	1999	Estados Unidos	1992	1996
Corea del Sur	2000	2004	Estados Unidos	2004	2008
Corea del Sur	2006	2010	Uruguay	2010	2014
Laos	2010	2014	Vietnam	2006	2010
Lesotho	1992	1996	Vietnam	2012	2016

## Anexo A.2. Saltos exportadores identificados. Filtro de 7 años

País	Inicio	Final
Australia	1989	1995
Australia	2010	2016
Austria	1994	2000
Bangladesh	1992	1998
Bangladesh	2010	2016
Bolivia	2000	2006
Brasil	1997	2003
Bulgaria	2000	2006
Canadá	1988	1994
Chile	1987	1993
Chile	1994	2000
Chile	2001	2007
China	1997	2003
Hong Kong	1987	1993
Hong Kong	2010	2016
Colombia	2001	2007
Colombia	2010	2016
Costa Rica	1987	1993
República Democrática del Congo	2008	2014
Ecuador	1990	1996
Egipto	2002	2008
Guinea Ecuatorial	1993	1999
Etiopia	2004	2010
Finlandia	1993	1999
Francia	1988	1994
Grecia	2010	2016
Honduras	2001	2007
Hungría	1997	2003
Islandia	1996	2002
India	1989	1995
India	1999	2005
Irlanda	1987	1993
Irlanda	1995	2001
Israel	1992	1998
Italia	1988	1994
Jordania	1997	2003
Corea del Norte	2009	2015
Corea del Sur	1987	1993
Corea del Sur	1995	2001
Corea del Sur	2002	2008
Laos	2008	2014

País	Inicio	Final
Leshoto	1992	1998
Malasia	1989	1995
Mexico	1988	1994
Mexico	2010	2016
Mozambique	1990	1996
Mozambique	1998	2004
Países Bajos	1988	1994
Nueva Zelanda	1990	1996
Nueva Zelanda	2009	2015
Nicaragua	1994	2000
Noruega	1989	1995
Noruega	1996	2002
Pakistan	2000	2006
Perú	1993	1999
Filipinas	1989	1995
Filipinas	1995	2001
Polonia	1994	2000
Polonia	2010	2016
Portugal	1994	2000
Qatar	2007	2013
Moldavia	2010	2016
Rumania	1992	1998
Rumania	1999	2005
Rwanda	2008	2014
Santa Elena	2011	2017
Senegal	1994	2000
Singapur	1987	1993
Singapur	1994	2000
Singapur	2002	2008
Eslovaquia	2010	2016
España	1987	1993
Sri Lanka	1990	1996
Suecia	1993	1999
Tailandia	2000	2006
Turquía	1987	1993
Turquía	1994	2000
Turquía	2001	2007
Uganda	1996	2002
Estados Unidos	1988	1994
Vietnam	2010	2016
Zambia	2006	2012

**Anexo A.3 Variables utilizadas y fuentes de información**

Variable	Descripción	Fuente
Volúmenes exportados	Índices de volumen de exportación	(OMC), Comisión de Naciones Unidas para el Comercio y el Desarrollo (UNCTAD) e Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC—para Argentina)
pibpc	PIB per cápita a paridad de poder adquisitivo en dólares constantes de 2011	Fondo Monetario Internacional (FMI)
pop	Población total	FMI
grav	Medida de gravedad. PIB mundial en dólares constantes de 2010 ponderado por la cercanía del país reportado respecto al resto del mundo	Banco Mundial y Comisión de Comercio Internacional de Estados Unidos
hcpt	Stock de capital humano. Índice de años de escolaridad promedio de la población	Penn Tables 9.0
mktacc	Acceso preferencial a mercados. Porcentaje del PIB mundial en dólares constantes de 2010 con el que el país tiene en vigencia un acuerdo preferencial de comercio, siendo éste de jerarquía igual o mayor a un Acuerdo de Libre Comercio homologado por la OMC	Banco Mundial y OMC
glob	Índice de globalización económica de jure. Para mayor detalle: <a href="https://ethz.ch/content/dam/ethz/special-interest/dual/kof-dam/documents/Globalization/2018/Definitions_2018_2.pdf">https://ethz.ch/content/dam/ethz/special-interest/dual/kof-dam/documents/Globalization/2018/Definitions_2018_2.pdf</a>	KOF Swiss Economic Institute (KOF SEI)
trglob	Índice de globalización comercial de jure.	KOF SEI
figlob	Índice de globalización financiera de jure.	KOF SEI
fdi	Variación del stock de inversión extranjera directa en p.p. del PIB	UNCTAD
fva	Valor agregado extranjero embebido en las exportaciones (% del total exportado)	UNCTAD-Eora Database
dvx	Valor agregado doméstico embebido en las exportaciones del resto del mundo (% del total)	UNCTAD-Eora Database
gvc	fva (encadenamientos hacia atrás) + dvx (encadenamientos hacia adelante)	UNCTAD-Eora Database
reer	Índice de tipo de cambio real multilateral	Bruegel y BCRA (para Argentina)
tcnvol	Coefficiente de variación intra-anual del tipo de cambio nominal multilateral	Bruegel y BCRA (para Argentina)
ogap	Brecha de producto. Desvío respecto a la tendencia H-P del PIB en moneda local constante de 1993	FMI
ibif	Tasa de inversión en precios corrientes. Incluye formación bruta de capital fijo e inventarios	FMI
cred	Crédito al sector privado (% del PIB)	Banco Mundial
fuel	Variable que toma el valor 1 para los países en los que, en promedio, las exportaciones de combustibles pesan más del 40% en su canasta exportadora en el período 1980-2018	Banco Mundial
dens	Sumatoria de las densidades individuales en el espacio de productos en torno a los bienes en los que el país tiene ventajas comparativas reveladas	Observatorio de Complejidad Económica (OEC)
gove	Refleja la percepción sobre la calidad de los servicios públicos, la formulación e implementación de las políticas públicas y la credibilidad sobre el compromiso del gobierno	Banco Mundial
regq	Refleja la percepción sobre la habilidad del gobierno para formular e implementar políticas públicas sólidas y regulaciones que promuevan el desarrollo del sector privado.	Banco Mundial
rlaw	Refleja la percepción sobre el alcance y la fortaleza de las reglas de la sociedad, en particular, el cumplimiento de los contratos, los derechos de propiedad, las fuerzas de seguridad y el poder judicial.	Banco Mundial
acor	Refleja la percepción sobre el aprovechamiento del poder público para el beneficio privado de grupos de interés.	Banco Mundial
instq	Medida de calidad institucional agregada. Promedio simple de los 4 índices anteriores	Banco Mundial

**Tabla A.4A Logit con efectos aleatorios. Bloque: Integración económica**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0131***</b> [0,0042]	<b>-0,0129***</b> [0,0035]	<b>-0,0132***</b> [0,0037]	<b>-0,0129***</b> [0,0040]	<b>-0,0129***</b> [0,0040]	<b>-0,0128***</b> [0,0040]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0231 [0,0447]	-0,0110 [0,0383]	0,0040 [0,0395]	0,0314 [0,0414]	-0,0707* [0,0377]	-0,0694* [0,0364]
<i>pop</i>	0,0040 [0,0138]	0,0085 [0,0107]	0,0077 [0,0117]	0,0088 [0,0122]	0,0142 [0,0097]	0,0164 [0,0101]
<i>hcpt</i>	<b>0,2172**</b> [0,1007]	0,0982 [0,1001]	0,1180 [0,1042]	<b>0,2204**</b> [0,0728]	0,1382 [0,1073]	0,1333 [0,1053]
<i>agre</i>	-0,0003 [0,0009]					
<i>glob</i>		<b>0,1319**</b> [0,0587]				
<i>trglob</i>			-0,0124 [0,0352]			
<i>figlob</i>			<b>0,1273***</b> [0,0445]			
<i>fdi</i>				<b>-0,0009**</b> [0,0004]		
<i>gvc</i>					<b>0,0058***</b> [0,0019]	
<i>dvx</i>						<b>0,0048**</b> [0,0019]
<i>fva</i>						<b>0,0060***</b> [0,0019]
<i>latam</i>	<b>-0,1112***</b> [0,0410]	<b>-0,1032***</b> [0,0300]	<b>-0,1175***</b> [0,0309]	<b>-0,1048***</b> [0,0340]	-0,0777* [0,0413]	-0,0777* [0,0404]
<i>euro</i>	<b>-0,0880**</b> [0,0382]	-0,0678* [0,0330]	-0,0701* [0,0371]	-0,0779* [0,0404]	-0,0397 [0,0469]	-0,0361 [0,0477]
<i>asia</i>	-0,0477 [0,0435]	-0,0590* [0,0336]	-0,0596* [0,0358]	-0,0513 [0,0424]	<b>-0,0947**</b> [0,0371]	<b>-0,0940**</b> [0,0369]
<i>afri</i>	<b>-0,2590***</b> [0,0771]	<b>-0,2430***</b> [0,0588]	<b>-0,2715***</b> [0,0614]	<b>-0,2455***</b> [0,0710]	<b>-0,2580***</b> [0,0586]	<b>-0,2471***</b> [0,0597]
constant	-1,9729 [1,9467]	-7,3409*** [2,9324]	-6,8596** [3,0353]	-2,3656 [1,8416]	-1,8370 [2,2934]	-1,6592 [2,2527]
Observaciones	2856	2798	2828	2800	2295	2295
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1990-2015	1990-2015
Log-likelihood	-867	-836	-843	-852	-685	-685
Pseudo R2	0,09	0,11	0,11	0,10	0,11	0,11
% de positivos (p)	12,50	12,54	12,52	13,06	12,55	12,55
% correct totales (cut-off: 0.5)	86,03	86,49	86,28	88,19	87,58	87,28
% correct totales (cut-off: p)	61,41	63,30	63,40	64,01	62,35	63,22
% correct positivos (cut-off: 0.5)	8,96	3,99	8,76	9,24	11,81	9,03
% correct positivos (cut-off: p)	77,03	79,20	77,12	76,47	77,43	78,13
#saltos	119	117	118	119	96	96

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.4B Logit con efectos aleatorios. Bloque: Competitividad cambiaria**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0140***</b> [0,0043]	<b>-0,0135***</b> [0,0043]	<b>-0,0136***</b> [0,0043]	<b>-0,0132***</b> [0,0043]	<b>-0,0132***</b> [0,0043]	<b>-0,0129***</b> [0,0041]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0170 [0,0429]	0,0133 [0,0427]	0,0142 [0,0429]	0,0196 [0,0423]	0,0124 [0,0427]	0,0026 [0,0421]
<i>pop</i>	0,0043 [0,0142]	0,0043 [0,0137]	0,0043 [0,0138]	0,0040 [0,0138]	0,0043 [0,0138]	0,0089 [0,0128]
<i>hcpt</i>	<b>0,2124**</b> [0,1001]	<b>0,1994**</b> [0,1009]	<b>0,2014**</b> [0,1011]	<b>0,2161**</b> [0,0989]	<b>0,2137**</b> [0,0995]	<b>0,1947**</b> [0,0984]
<i>reer</i>	-0,0284 [0,0337]					
$\Delta$ reer		-0,0322 [0,0249]				
<i>misa</i>			-0,0003 [0,0003]			
<i>overv</i>				0,0033 [0,0224]		
<i>underv</i>					-0,0077 [0,0182]	
<i>tcnvol</i>						<b>-0,0048***</b> [0,0013]
<i>latam</i>	<b>-0,1201***</b> [0,0423]	<b>-0,1185***</b> [0,0411]	<b>-0,1186***</b> [0,0414]	<b>-0,1109***</b> [0,0414]	<b>-0,1101***</b> [0,0414]	<b>-0,1044***</b> [0,0406]
<i>euro</i>	<b>-0,0882**</b> [0,0398]	<b>-0,0891**</b> [0,0376]	<b>-0,0893**</b> [0,0377]	<b>-0,0874**</b> [0,0376]	<b>-0,0865**</b> [0,0382]	-0,0711* [0,0435]
<i>asia</i>	-0,0495 [0,0431]	-0,0484 [0,0425]	-0,0485 [0,0426]	-0,0463 [0,0432]	-0,0467 [0,0430]	-0,0518 [0,0406]
<i>afri</i>	<b>-0,2748***</b> [0,0791]	<b>-0,2703***</b> [0,0770]	<b>-0,2712***</b> [0,0776]	<b>-0,2578***</b> [0,0769]	<b>-0,2571***</b> [0,0764]	<b>-0,2444***</b> [0,0700]
constant	0,2231 [2,8029]	-1,3809 [1,9145]	-1,4309 [1,9278]	-1,9075 [1,9124]	-1,8467 [1,9093]	-1,1977 [1,8135]
Observaciones	2804	2804	2804	2804	2804	2768
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-863	-863	-863	-868	-867	-840
Pseudo R2	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,11
% de positivos (p)	12,73	12,73	12,73	12,50	12,50	12,79
% correct totales (cut-off: 0.5)	84,95	85,16	85,06	85,99	86,10	85,87
% correct totales (cut-off: p)	61,91	62,16	62,02	61,41	61,45	62,90
% correct positivos (cut-off: 0.5)	12,32	11,20	10,92	8,68	8,96	9,89
% correct positivos (cut-off: p)	76,47	76,47	76,19	77,31	77,03	75,71
#saltos	119	119	119	119	119	118

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.4C Logit con efectos aleatorios. Bloque: Variables de ciclo y otros indicadores**

	1	2	3	4	5
pibpc	<b>-0,0132***</b> [0,0043]	<b>-0,0129***</b> [0,0043]	<b>-0,0088***</b> [0,0034]	<b>-0,0093***</b> [0,0029]	<b>-0,0131***</b> [0,0045]
pibpc^2	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
grav	0,0195 [0,0425]	0,0156 [0,0422]	-0,0335 [0,0419]	-0,0252 [0,0414]	0,0200 [0,0418]
pop	0,0042 [0,0138]	0,0031 [0,0140]	0,0086 [0,0107]	0,0092 [0,0101]	0,0042 [0,0139]
hcpt	<b>0,2155**</b> [0,0955]	<b>0,2044**</b> [0,1027]	0,1417 [0,0870]	0,1497* [0,0871]	<b>0,2152**</b> [0,1004]
ogap	-0,0001* [0,0000]				
Δibif		<b>0,0027**</b> [0,0014]			
cred			-0,0001 [0,0004]		
Δcred				-0,0011 [0,0007]	
fuel					-0,0081 [0,0499]
latam	<b>-0,1103***</b> [0,0411]	<b>-0,1135***</b> [0,0404]	<b>-0,0844***</b> [0,0316]	<b>-0,0841***</b> [0,0320]	<b>-0,1094**</b> [0,0430]
euro	<b>-0,0867**</b> [0,0377]	<b>-0,0857**</b> [0,0380]	-0,0103 [0,0613]	-0,0103 [0,0631]	<b>-0,0869**</b> [0,0382]
asia	-0,0462 [0,0433]	-0,0472 [0,0431]	-0,0479 [0,0456]	-0,0490 [0,0451]	-0,0454 [0,0442]
afri	<b>-0,2566***</b> [0,0762]	<b>-0,2668***</b> [0,0760]	<b>-0,2237***</b> [0,0605]	<b>-0,2216***</b> [0,0588]	<b>-0,2548***</b> [0,0797]
constant	-1,9148 [1,9168]	-1,6139 [1,9042]	-1,4030 [1,9711]	-1,6964 [1,9331]	-1,9350 [1,9103]
Observaciones	2855	2816	2587	2557	2856
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-867	-862	-731	-718	-868
Pseudo R2	0,09	0,09	0,10	0,10	0,09
% de positivos (p)	12,57	12,68	11,67	11,69	12,50
% correct totales (cut-off: 0.5)	86,02	85,69	87,79	87,52	86,03
% correct totales (cut-off: p)	61,40	61,90	64,55	65,04	61,31
% correct positivos (cut-off: 0.5)	8,68	9,52	4,97	5,35	8,68
% correct positivos (cut-off: p)	77,03	77,31	74,17	75,92	77,03
#saltos	119	119	101	100	119

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.4D Logit con efectos aleatorios. Bloque: Capacidades productivas e instituciones**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0071**</b> [0,0031]	<b>-0,0118**</b> [0,0049]	<b>-0,0111***</b> [0,0042]	<b>-0,0107***</b> [0,0041]	<b>-0,0105***</b> [0,0039]	<b>-0,0119***</b> [0,0046]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	-0,0206 [0,0349]	-0,0069 [0,0327]	-0,0045 [0,0309]	-0,0072 [0,0327]	-0,0024 [0,0328]	-0,0043 [0,0319]
<i>pop</i>	0,0069 [0,0100]	<b>0,0191**</b> [0,0085]	<b>0,0204**</b> [0,0085]	<b>0,0216**</b> [0,0085]	<b>0,0224**</b> [0,0087]	<b>0,0216**</b> [0,0085]
<i>hcpt</i>	-0,0870 [0,1019]	-0,1099 [0,1061]	-0,0942 [0,1046]	-0,1063 [0,1096]	-0,0777 [0,1092]	-0,1139 [0,1085]
<i>dens</i>	<b>0,0284**</b> [0,0133]					
<i>gove</i>		<b>0,0798**</b> [0,0344]				
<i>regq</i>			<b>0,0759***</b> [0,0267]			
<i>rlaw</i>				<b>0,0681***</b> [0,0249]		
<i>acor</i>					<b>0,0488**</b> [0,0248]	
<i>instq</i>						<b>0,0884***</b> [0,0305]
<i>latam</i>	<b>-0,0670**</b> [0,0314]	-0,0634* [0,0340]	<b>-0,0723**</b> [0,0926]	-0,0586* [0,0372]	<b>-0,0708**</b> [0,0335]	-0,0581 [0,0356]
<i>euro</i>	0,0057 [0,0694]	0,0298 [0,0921]	-0,0008 [0,0703]	0,0251 [0,0867]	0,0183 [0,0857]	0,0300 [0,0915]
<i>asia</i>	<b>-0,0815***</b> [0,0263]	<b>-0,0865***</b> [0,0274]	<b>-0,0813***</b> [0,0271]	<b>-0,0872***</b> [0,0271]	<b>-0,0900***</b> [0,0265]	<b>-0,0806***</b> [0,0282]
<i>afri</i>	<b>-0,1972***</b> [0,0577]	<b>-0,2276***</b> [0,0661]	<b>-0,2230***</b> [0,0640]	<b>-0,2290***</b> [0,0645]	<b>-0,2363***</b> [0,0652]	<b>-0,2205***</b> [0,0636]
constant	0,1192 [2,2118]	2,0373 [2,4850]	1,6429 [2,2900]	1,6758 [2,3558]	1,1907 [2,3043]	1,8250 [2,3861]
Observaciones	1999	1920	1920	1920	1920	1920
Período de estimación	1995-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015
Log-likelihood	-539	-508	-508	-509	-511	-508
Pseudo R2	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
% de positivos (p)	10,81	10,68	10,68	10,68	10,68	10,68
% correct totales (cut-off: 0.5)	89,39	89,79	89,79	89,64	89,64	89,90
% correct totales (cut-off: p)	62,48	63,39	64,06	63,18	63,44	63,18
% correct positivos (cut-off: 0.5)	4,17	6,34	6,34	6,34	5,85	7,32
% correct positivos (cut-off: p)	74,07	77,56	77,56	77,56	77,59	77,56
#saltos	72	68	68	68	68	68

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.5 Probit con efectos aleatorios**

	1	2	3	4	5	6	7
L2.pibpc	<b>-0,0151***</b> [0,0046]	<b>-0,0153***</b> [0,0043]	<b>-0,0149***</b> [0,0041]	<b>-0,0158***</b> [0,0048]	<b>-0,0155***</b> [0,0047]	<b>-0,0144***</b> [0,0043]	<b>-0,0110***</b> [0,0029]
L2.pibpc^2	<b>0,0001***</b> [0,0000]						
L2.grav	0,0163 [0,0454]	0,0082 [0,0432]	0,0328 [0,0422]	0,0119 [0,0433]	0,0101 [0,0436]	0,0215 [0,0426]	-0,0184 [0,0418]
L2.pop	0,0026 [0,0158]	0,0055 [0,0143]	0,0086 [0,0132]	0,0028 [0,0159]	0,0028 [0,0156]	0,0041 [0,0144]	0,0101 [0,0109]
L2.hcpt	0,1668* [0,0967]	0,1102 [0,1057]	0,1846* [0,0955]	0,1579 [0,0975]	0,1524 [0,0966]	0,1605* [0,0943]	0,0803 [0,0883]
L2.agre	-0,0005 [0,0011]						
L2.trglob		-0,0423 [0,0350]					
L2.figlob		<b>0,1128***</b> [0,0390]					
L2.fdi			<b>-0,0011***</b> [0,0004]				
L2.reer				-0,0118 [0,0309]			
L2.misa					0,0001 [0,0004]		
L2.ogap						<b>-0,0027**</b> [0,0013]	
L2.Δcred							<b>-0,0018**</b> [0,0006]
latam	<b>-0,1325**</b> [0,0399]	<b>-0,1461***</b> [0,0342]	<b>-0,1259***</b> [0,0371]	<b>-0,1405***</b> [0,0407]	<b>-0,1397***</b> [0,0399]	<b>-0,1270***</b> [0,0374]	<b>-0,1170***</b> [0,0291]
euro	<b>-0,0951**</b> [0,0340]	<b>-0,0871***</b> [0,0330]	<b>-0,0819**</b> [0,0378]	<b>-0,0969**</b> [0,0338]	<b>-0,0970***</b> [0,0329]	<b>-0,0912***</b> [0,0318]	<b>-0,0339</b> [0,0516]
asia	<b>-0,0960***</b> [0,0334]	<b>-0,1083***</b> [0,0293]	<b>-0,0952***</b> [0,0337]	<b>-0,0980***</b> [0,0327]	<b>-0,0968***</b> [0,0326]	<b>-0,0899***</b> [0,0333]	<b>-0,0874***</b> [0,0306]
afri	<b>-0,3087***</b> [0,0856]	<b>-0,3484***</b> [0,0763]	<b>-0,2882***</b> [0,0756]	<b>-0,3245***</b> [0,0869]	<b>-0,3219***</b> [0,0851]	<b>-0,2966***</b> [0,0784]	<b>-0,2891***</b> [0,0631]
constant	-0,3403 [1,2028]	-1,9223 [1,5155]	-0,7564 [1,1010]	0,2736 [1,6383]	-0,0893 [1,2194]	-0,5396 [1,1508]	-0,2833 [1,0670]
Observaciones	2844	2816	2770	2796	2796	2843	2519
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-861	-837	-832	-857	-857	-857	-712
Pseudo R2	0,09	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,14
% de positivos (p)	12,55	12,57	12,78	12,77	12,77	12,56	11,91
% correct totales (cut-off: 0.5)	86,18	86,26	86,35	85,41	85,30	86,14	87,57
% correct totales (cut-off: p)	61,64	62,29	62,17	62,27	62,37	61,66	65,07
% correct positivos (cut-off: 0.5)	7,84	9,60	9,60	11,76	10,64	8,68	8,00
% correct positivos (cut-off: p)	76,75	75,14	77,12	76,19	76,19	77,03	75,33
#saltos	119	117	118	119	119	119	100

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Todos los regresores son incluidos con 2 rezagos. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.6 Probit con efectos aleatorios**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0112***</b> [0,0033]	<b>-0,0107***</b> [0,0034]	<b>-0,0123***</b> [0,0035]	<b>-0,0113***</b> [0,0033]	<b>-0,0113***</b> [0,0034]	<b>-0,0099***</b> [0,0029]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	-0,0116 [0,0365]	-0,0186 [0,0352]	-0,0091 [0,0382]	-0,0222 [0,0364]	-0,0218 [0,0367]	-0,0195 [0,0427]
<i>pop</i>	0,0121 [0,0095]	0,0126 [0,0092]	0,0111 [0,0099]	0,0123 [0,0095]	0,0121 [0,0096]	0,0161* [0,0095]
<i>hcpt</i>	0,1667* [0,0913]	0,1476 [0,0919]	0,1806* [0,0951]	0,1472 [0,0913]	0,1451 [0,0921]	0,1171 [0,0939]
<i>agre</i>	-0,0025 [0,0017]					
<i>trglob</i>		0,0002 [0,0005]				
<i>fdi</i>			-0,0002 [0,0005]			
<i>reer</i>				0,0001 [0,0001]		
<i>misa</i>					0,0000 [0,0004]	
<i>cred</i>						-0,0008 [0,0006]
<i>latam</i>	<b>-0,1069***</b> [0,0289]	<b>-0,1109***</b> [0,0280]	<b>-0,1129***</b> [0,0290]	<b>-0,1152***</b> [0,0281]	<b>-0,1153***</b> [0,0285]	<b>-0,1237***</b> [0,0335]
<i>euro</i>	-0,0551 [0,0437]	-0,0548 [0,0432]	-0,0389 [0,0529]	-0,0611 [0,0432]	-0,0656 [0,0419]	-0,0167 [0,0636]
<i>asia</i>	<b>-0,0971***</b> [0,0312]	<b>-0,0987***</b> [0,0312]	<b>-0,1039***</b> [0,0323]	<b>-0,0956***</b> [0,0313]	<b>-0,0958***</b> [0,0316]	<b>-0,1006***</b> [0,0352]
<i>afri</i>	<b>-0,2510***</b> [0,0553]	<b>-0,2559***</b> [0,0557]	<b>-0,2582***</b> [0,0583]	<b>-0,2588***</b> [0,0538]	<b>-0,2597***</b> [0,0543]	<b>-0,2976***</b> [0,0703]
constant	0,1926 [0,9406]	0,0216 [0,9119]	0,0845 [1,0049]	0,0893 [1,9124]	0,1103 [0,9201]	0,3309 [1,1793]
Observaciones	2538	2514	2421	2497	2504	2088
Período de estimación	1989-2015	1989-2015	1989-2015	1989-2015	1989-2015	1989-2015
Log-likelihood	-755	-757	-708	-756	-759	-574
Pseudo R2	0,09	0,08	0,10	0,09	0,08	0,13
% de positivos (p)	12,14	12,25	11,98	12,30	12,30	11,97
% correct totales (cut-off: 0.5)	87,59	87,43	87,98	87,38	87,30	88,12
% correct totales (cut-off: p)	62,53	62,65	62,21	62,84	62,42	63,60
% correct positivos (cut-off: 0.5)	0,32	0,65	4,14	1,30	0,65	12,40
% correct positivos (cut-off: p)	77,27	76,30	76,21	75,97	75,65	78,00
#saltos	103	103	97	103	103	83

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los subrayados sobre el nombre del regresor indican que se emplea el cambio en puntos porcentuales en el promedio del nivel corriente hasta 4 rezagos respecto al promedio del nivel de la variable de 5 a 9 rezagos. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.7A Modelo de probabilidad lineal con efectos aleatorios. Bloque: Integración económica**

	1	2	3	4	5	6
	<b>-0,0077***</b>	<b>-0,0091***</b>	<b>-0,0090***</b>	<b>-0,0086***</b>	<b>-0,0095***</b>	<b>-0,0092***</b>
pibpc	[0,0027]	[0,0026]	[0,0026]	[0,0029]	[0,0025]	[0,0025]
	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>
pibpc^2	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]
	0,0184	-0,0053	-0,0054	0,0258	-0,0696*	-0,0699*
grav	[0,0486]	[0,0462]	[0,0453]	[0,0467]	[0,0408]	[0,0396]
	<b>0,0185**</b>	<b>0,0196**</b>	<b>0,0198**</b>	<b>0,0197**</b>	<b>0,0221**</b>	<b>0,0260***</b>
pop	[0,0081]	[0,0083]	[0,0086]	[0,0084]	[0,0084]	[0,0090]
	0,1227	0,0650	0,0652	0,1434*	0,0624	0,0535
hcpt	[0,0821]	[0,0863]	[0,0850]	[0,0807]	[0,0820]	[0,0820]
	-0,0005					
agre	[0,0011]					
		<b>0,1080**</b>				
glob		[0,0526]				
			0,0044			
trglob			[0,0352]			
			<b>0,0988***</b>			
figlob			[0,0326]			
				-0,0011*		
fdi				[0,0006]		
					<b>0,0042***</b>	
gvc					[0,0015]	
						<b>0,0029**</b>
dvx						[0,0014]
						<b>0,0049***</b>
fva						[0,0016]
	-0,0945*	<b>-0,1010**</b>	<b>-0,1206**</b>	-0,0920	-0,0726	-0,0656
latam	[0,0539]	[0,0510]	[0,0510]	[0,0564]	[0,0597]	[0,0612]
	-0,0351	-0,0258	-0,0197	-0,0034	-0,0784	-0,0887
euro	[0,0786]	[0,0755]	[0,0754]	[0,0847]	[0,0701]	[0,0678]
	-0,0616	-0,0659	-0,0655	-0,0582	<b>-0,1259**</b>	<b>-0,1145**</b>
asia	[0,0543]	[0,0533]	[0,0541]	[0,0567]	[0,0522]	[0,0554]
	<b>-0,2093***</b>	<b>-0,2050***</b>	<b>-0,2232***</b>	<b>-0,2026***</b>	<b>-0,2628***</b>	<b>-0,2386***</b>
afri	[0,0583]	[0,0553]	[0,0510]	[0,0613]	[0,0604]	[0,0682]
	0,0893	-0,2156	-0,1924		0,2496	0,2493
constant	[0,1679]	[0,1977]	[0,1780]		[0,1460]	[0,1456]
Observaciones	2856	2798	2828	2800	2295	2295
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1990-2015	1990-2015
R2 within	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
R2 between	0,23	0,25	0,25	0,24	0,29	0,31
% de positivos (p)	12,50	12,54	12,52	12,75	12,55	12,55
#saltos	119	117	118	119	96	96

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Tabla A.7B Modelo de probabilidad lineal con efectos aleatorios. Bloque: Competitividad cambiaria

	1	2	3	4	5	6
	<b>-0,0083***</b>	<b>-0,0081***</b>	<b>-0,0083***</b>	<b>-0,0078***</b>	<b>-0,0077***</b>	<b>-0,0084***</b>
pibpc	[0,0027]	[0,0027]	[0,0027]	[0,0027]	[0,0027]	[0,0028]
	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001**</b>	<b>0,0001***</b>
pibpc^2	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]
	0,0083	0,0072	0,0080	0,0119	0,0089	-0,0053
grav	[0,0456]	[0,0453]	[0,0455]	[0,0449]	[0,0447]	[0,0470]
	<b>0,0180**</b>	<b>0,0181**</b>	<b>0,0180**</b>	<b>0,0186**</b>	<b>0,0192**</b>	<b>0,0215**</b>
pop	[0,0082]	[0,0081]	[0,0082]	[0,0080]	[0,0080]	[0,0085]
	0,1116	0,1047	0,1104	0,1197	0,1160	0,1124
hcpt	[0,0804]	[0,0791]	[0,0795]	[0,0790]	[0,0783]	[0,0798]
	-0,0033					
reer	[0,0357]					
		-0,0545*				
Δreer		[0,0321]				
			-0,0004			
misa			[0,0005]			
				-0,0026		
overv				[0,0258]		
					-0,0208	
underv					[0,0244]	
						<b>-0,0030***</b>
tcnvol						[0,0007]
	<b>-0,1073**</b>	<b>-0,1073**</b>	<b>-0,1069**</b>	-0,0924*	-0,0920*	-0,0980*
latam	[0,0540]	[0,0536]	[0,0538]	[0,0549]	[0,0538]	[0,0544]
	-0,0364	-0,0354	-0,0364	-0,0320	-0,0292	-0,0144
euro	[0,0765]	[0,0754]	[0,0758]	[0,0761]	[0,0757]	[0,0766]
	-0,0556	-0,0567	-0,0556	-0,0574	-0,0592	-0,0659
asia	[0,0551]	[0,0539]	[0,0546]	[0,0542]	[0,0537]	[0,0566]
	<b>-0,2241***</b>	<b>-0,2240***</b>	<b>-0,2240***</b>	<b>-0,2056***</b>	<b>-0,2064***</b>	<b>-0,2182***</b>
afri	[0,0566]	[0,0564]	[0,0568]	[0,0585]	[0,0573]	[0,0568]
			0,1364	0,0967	0,1065	
constant			[0,1609]	[0,1618]	[0,1560]	
Observaciones	2804	2804	2804	2804	2804	2768
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
R2 within	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,06
R2 between	0,25	0,25	0,25	0,24	0,25	0,22
% de positivos (p)	12,73	12,73	12,73	12,50	12,55	12,79
#saltos	119	119	119	119	119	118

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Tabla A.7C Modelo de probabilidad lineal con efectos aleatorios. Bloque: Variables de ciclo y otros indicadores

	1	2	3	4	5
pibpc	<b>-0,0076***</b> [0,0027]	<b>-0,0081***</b> [0,0030]	<b>-0,0072***</b> [0,0030]	<b>-0,0079***</b> [0,0029]	<b>-0,0074***</b> [0,0031]
pibpc^2	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	0,0000* [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]
grav	0,0109 [0,0446]	0,0103 [0,0454]	-0,0311 [0,0413]	-0,0213 [0,0424]	0,0144 [0,0448]
pop	<b>0,0189**</b> [0,0080]	<b>0,0166**</b> [0,0083]	<b>0,0216**</b> [0,0087]	<b>0,0214**</b> [0,0083]	<b>0,0188**</b> [0,0080]
hcpt	0,1151 [0,0784]	0,1120 [0,0807]	0,1135 [0,0826]	0,1090 [0,0816]	0,1191 [0,0793]
ogap	-0,0000 [0,0000]				
Δibif		0,0017* [0,0010]			
cred			-0,0004 [0,0003]		
Δcred				-0,0015* [0,0009]	
fuel					-0,0183 [0,0324]
latam	-0,0921* [0,0539]	-0,1045* [0,0550]	-0,0985* [0,0591]	-0,0867 [0,0571]	-0,0832 [0,0611]
euro	-0,0293 [0,0755]	-0,0332 [0,0765]	-0,0591 [0,0761]	-0,0742 [0,0796]	-0,0296 [0,0771]
asia	-0,0593 [0,0532]	-0,0556 [0,0772]	-0,0606 [0,0721]	-0,0543 [0,0673]	-0,0482 [0,0631]
afri	<b>-0,2054***</b> [0,0577]	<b>-0,2226***</b> [0,0580]	<b>-0,2182***</b> [0,0663]	<b>-0,2063***</b> [0,0637]	<b>-0,1936***</b> [0,0685]
constant			0,2337 [0,1503]		
Observaciones	2855	2816	2587	2557	2856
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
R2 within	0,04	0,05	0,05	0,05	0,04
R2 between	0,24	0,24	0,26	0,26	0,25
% de positivos (p)	12,50	12,68	11,67	11,69	12,50
#saltos	119	119	101	100	119

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Tabla A.7D Modelo de probabilidad lineal con efectos aleatorios. Bloque: Capacidades productivas e instituciones

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0068***</b> [0,0025]	<b>-0,0095***</b> [0,0026]	<b>-0,0096***</b> [0,0025]	<b>-0,0096***</b> [0,0025]	<b>-0,0091***</b> [0,0024]	<b>-0,0099**</b> [0,0026]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	-0,0041 [0,0390]	-0,0063 [0,0359]	-0,0063 [0,0350]	-0,0069 [0,0355]	-0,0023 [0,0353]	-0,0048 [0,0352]
<i>pop</i>	<b>0,0219**</b> [0,0086]	<b>0,0254**</b> [0,0088]	<b>0,0268***</b> [0,0091]	<b>0,0284**</b> [0,0088]	<b>0,0281***</b> [0,0091]	<b>0,0277***</b> [0,0089]
<i>hcpt</i>	-0,0239 [0,0880]	-0,0628 [0,0896]	-0,0523 [0,0876]	-0,0609 [0,0885]	-0,0341 [0,0880]	-0,0632 [0,0899]
<i>dens</i>	0,0085 [0,0078]					
<i>gove</i>		<b>0,0584**</b> [0,0255]				
<i>regq</i>			<b>0,0644***</b> [0,0217]			
<i>rlaw</i>				<b>0,0622***</b> [0,0215]		
<i>acor</i>					0,0422* [0,0233]	
<i>instq</i>						<b>0,0688***</b> [0,0250]
<i>latam</i>	-0,0626 [0,0548]	-0,0397 [0,0589]	-0,0488 [0,0561]	-0,0236 [0,0598]	-0,0449 [0,0618]	-0,0285 [0,0604]
<i>euro</i>	0,0938 [0,0899]	0,1237 [0,0991]	0,1079 [0,0934]	0,1267 [0,0964]	0,1192 [0,0996]	0,1272 [0,0979]
<i>asia</i>	<b>-0,1055**</b> [0,0430]	-0,0891* [0,0518]	-0,0787 [0,0503]	-0,0856* [0,0493]	-0,0903* [0,0519]	-0,0753 [0,0518]
<i>afri</i>	<b>-0,1920***</b> [0,0617]	<b>-0,1865***</b> [0,0624]	<b>-0,1820***</b> [0,0605]	<b>-0,1824***</b> [0,0610]	<b>-0,1894***</b> [0,0636]	<b>-0,1769***</b> [0,0629]
constant	0,2250 [0,1218]	0,2922** [0,1215]	0,2791 [0,1183]	0,2818 [0,1208]	0,2565** [0,1201]	0,2794** [0,1196]
Observaciones	1999	1920	1920	1920	1920	1920
Período de estimación	1995-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015	1996-2015
R2 within	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
R2 between	0,27	0,28	0,30	0,29	0,28	0,29
% de positivos (p)	10,81	10,68	10,68	10,68	10,68	10,68
#saltos	72	68	68	68	68	68

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.8 Probit con efectos aleatorios**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0139***</b> [0,0043]	<b>-0,0119***</b> [0,0039]	<b>-0,0081***</b> [0,0036]	<b>-0,0085**</b> [0,0033]	<b>-0,0137**</b> [0,0057]	<b>-0,0093**</b> [0,0038]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	<b>0,0001**</b> [0,0000]	0,0001 [0,0001]
<i>grav</i>	-0,0735* [0,0423]	-0,0315 [0,0410]	-0,0238 [0,0408]	-0,0043 [0,0409]	-0,0055 [0,0381]	-0,0075 [0,0402]
<i>pop</i>	0,0152 [0,0106]	0,0087 [0,0108]	0,0090 [0,0114]	<b>0,0220**</b> [0,0099]	<b>0,0256**</b> [0,0106]	<b>0,0223**</b> [0,0103]
<i>hcpt</i>	0,1417 [0,1163]	0,1886* [0,1106]	-0,1074 [0,1152]	-0,0471 [0,1118]	-0,1473 [0,1255]	-0,0497 [0,1153]
<i>gvc</i>	<b>0,0061***</b> [0,0020]					
<i>dens</i>			<b>0,0313**</b> [0,0158]			
<i>instq</i>					<b>0,1057***</b> [0,0394]	
<i>latam</i>	-0,0954* [0,0557]	<b>-0,1335**</b> [0,0441]	-0,0883* [0,0454]	<b>-0,1046**</b> [0,0429]	-0,0732 [0,0556]	<b>-0,1206**</b> [0,0435]
<i>euro</i>	-0,0421 [0,0590]	0,0139 [0,0716]	0,0117 [0,0814]	0,0019 [0,0761]	0,0468 [0,1014]	-0,0116 [0,0749]
<i>asia</i>	<b>-0,1130**</b> [0,0483]	<b>-0,1100**</b> [0,0466]	<b>-0,1069***</b> [0,0377]	<b>-0,1194***</b> [0,0356]	<b>-0,1038**</b> [0,0473]	<b>-0,1348**</b> [0,0388]
<i>afri</i>	<b>-0,2874***</b> [0,0643]	<b>-0,2544***</b> [0,0627]	<b>-0,2308***</b> [0,0658]	<b>-0,2689***</b> [0,0673]	<b>-0,2534***</b> [0,0732]	<b>-0,2949***</b> [0,0701]
constant	-0,9477 [1,1950]	-0,0047 [0,9728]	0,0399 [1,1540]	0,0787 [1,2072]	0,8970 [1,2495]	0,5102 [1,2382]
Observaciones	2295	2295	1999	1999	1920	1920
Período de estimación	1990-2015	1990-2015	1995-2015	1995-2015	1996-2015	1996-2015
Log-likelihood	-686	-696	-538	-541	-507	-513
Pseudo R2	0,10	0,09	0,09	0,08	0,10	0,09
% de positivos (p)	12,55	12,55	10,81	10,81	10,68	10,68
% correct totales (cut-off: 0.5)	87,19	87,28	89,34	89,21	89,79	89,27
% correct totales (cut-off: p)	62,22	61,06	62,48	62,33	62,14	62,24
% correct positivos (cut-off: 0.5)	6,25	3,40	2,78	1,85	5,85	2,44
% correct positivos (cut-off: p)	78,47	76,53	74,07	72,22	78,05	73,66
#saltos	96	96	72	72	68	68

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el promedio del efecto marginal a lo largo de toda la muestra (APE). Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.9 Test de Hausman**

Regresiones de la tabla A.4A						
	1	2	3	4	5	6
$\chi^2$	<b>74,04</b>	<b>67,37</b>	<b>-242,2</b>	<b>262,92</b>	<b>-53,8</b>	<b>358,5</b>
Prob	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>	<b>0,04**</b>	<b>0,00***</b>
Ho	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>
Regresiones de la tabla A.4B						
	1	2	3	4	5	6
$\chi^2$	<b>95,44</b>	<b>57,65</b>	<b>504,23</b>	8,85	<b>135,21</b>	<b>79,84</b>
Prob	<b>0,00***</b>	<b>0,01**</b>	<b>0,00***</b>	1	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>
Ho	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	No rechazada	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>
Regresiones de la tabla A.4C						
	1	2	3	4	5	
$\chi^2$	<b>115,77</b>	<b>286,35</b>	33,57	20,12	NA	
Prob	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>	0,49	0,97	NA	
Ho	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	No rechazada	No rechazada	NA	
Regresiones de la tabla A.4D						
	1	2	3	4	5	6
$\chi^2$	-13,28	<b>36,46</b>	-21,71	<b>58,66</b>	<b>1710,76</b>	<b>-3225,09</b>
Prob	0,96	<b>0,05**</b>	0,58	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>	<b>0,00***</b>
Ho	No rechazada	<b>Rechazada</b>	No rechazada	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>	<b>Rechazada</b>

Notas: Para cada regresión se reporta el estadístico  $\chi^2$  y el correspondiente p-value de aplicar el test de Hausman cuya Ho indica que no hay diferencias sistemáticas entre los coeficientes estimados del modelo con efectos fijos y los del modelo con efectos aleatorios, sin incluir los coeficientes fijos regionales. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año. El test no aplica para la regresión 5 de la Tabla 5.3C ya que en aquella hay un factor fijo invariante en el tiempo.

Tabla A.10A Probit con efectos aleatorios. Bloque: Integración económica

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0151***</b> [0,0047]	<b>-0,0155***</b> [0,0045]	<b>-0,0156***</b> [0,0046]	<b>-0,0150***</b> [0,0044]	<b>-0,0164***</b> [0,0041]	<b>-0,0164***</b> [0,0041]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0163 [0,0474]	-0,0118 [0,0453]	-0,0036 [0,0466]	0,0162 [0,0450]	-0,0688 [0,0464]	-0,0671 [0,0456]
<i>pop</i>	0,0004 [0,0133]	0,0039 [0,0117]	0,0027 [0,0121]	0,0048 [0,0123]	0,0011 [0,0097]	0,0035 [0,0101]
<i>hcpt</i>	<b>0,2943**</b> [0,1166]	0,2165* [0,1175]	0,2230* [0,1196]	<b>0,2826**</b> [0,1090]	0,1425 [0,1125]	0,1386 [0,1110]
<i>agre</i>	-0,0006 [0,0010]					
<i>glob</i>		0,0944 [0,0630]				
<i>trglob</i>			-0,0068 [0,0372]			
<i>figlob</i>			<b>0,0922**</b> [0,0447]			
<i>fdi</i>				-0,0010 [0,0008]		
<i>gvc</i>					<b>0,0058***</b> [0,0015]	
<i>dvx</i>						<b>0,0047***</b> [0,0017]
<i>fva</i>						<b>0,0061***</b> [0,0016]
<i>latam</i>	<b>-0,1214***</b> [0,0376]	<b>-0,1147***</b> [0,0324]	<b>-0,1222***</b> [0,0335]	<b>-0,1161***</b> [0,0346]	<b>-0,0973***</b> [0,0265]	<b>-0,0971***</b> [0,0263]
<i>euro</i>	<b>-0,0711**</b> [0,0356]	-0,0568 [0,0362]	-0,0564 [0,0366]	-0,0601* [0,0355]	-0,0392 [0,0345]	-0,0374 [0,0354]
<i>asia</i>	-0,0535 [0,0334]	-0,0508 [0,0331]	-0,0500 [0,0335]	-0,0598 [0,0375]	<b>-0,0780***</b> [0,0255]	<b>-0,0776***</b> [0,0254]
<i>afri</i>	<b>-0,2273***</b> [0,0687]	<b>-0,2087***</b> [0,0597]	<b>-0,2333***</b> [0,0608]	<b>-0,2177***</b> [0,0647]	<b>-0,2686***</b> [0,0589]	<b>-0,2572***</b> [0,0610]
constant	-1,8374 [1,4890]	-4,4856** [2,2862]	-4,3874* [2,3450]	-1,8968 [1,4851]	-0,9496 [2,0519]	-0,8127 [2,0559]
Observaciones	2430	2377	2403	2374	1722	1722
Período de estimación	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1990-2011	1990-2011
Log-likelihood	-579	-573	-568	-567	-406	-405
Pseudo R2	0,13	0,13	0,14	0,13	0,17	0,17
% de positivos (p)	9,63	9,84	9,74	9,86	8,93	8,93
% correct totales (cut-off: 0.5)	88,89	88,73	88,26	89,17	90,54	90,39
% correct totales (cut-off: p)	58,97	61,97	62,01	60,74	61,49	61,54
% correct positivos (cut-off: 0.5)	10,68	8,97	12,39	13,25	13,61	13,02
% correct positivos (cut-off: p)	78,21	80,34	76,50	77,35	81,66	79,88
#saltos	78	78	78	78	56	56

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.10B Probit con efectos aleatorios. Bloque: Competitividad cambiaria**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0159***</b> [0,0047]	<b>-0,0154***</b> [0,0048]	<b>-0,0155***</b> [0,0048]	<b>-0,0149***</b> [0,0047]	<b>-0,0149***</b> [0,0046]	<b>-0,0152***</b> [0,0048]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0050 [0,0461]	0,0018 [0,0459]	0,0021 [0,0459]	0,0062 [0,0453]	0,0030 [0,0451]	0,0031 [0,0457]
<i>pop</i>	0,0009 [0,0132]	0,0008 [0,0130]	0,0007 [0,0130]	0,0013 [0,0128]	0,0014 [0,0128]	0,0029 [0,0129]
<i>hcpt</i>	<b>0,2894**</b> [0,1137]	<b>0,2788**</b> [0,1142]	<b>0,2780**</b> [0,1141]	<b>0,2833**</b> [0,1105]	<b>0,2751**</b> [0,1099]	<b>0,2593**</b> [0,1142]
<i>reer</i>	-0,0175 [0,0257]					
$\Delta$ reer		-0,0047 [0,0188]				
<i>misa</i>			-0,0003 [0,0003]			
<i>overv</i>				-0,0184 [0,0136]		
<i>underv</i>					<b>-0,0369**</b> [0,0145]	
<i>tcnv</i>						<b>-0,0021**</b> [0,0009]
<i>latam</i>	<b>-0,1262***</b> [0,0377]	<b>-0,1250***</b> [0,0375]	<b>-0,1249***</b> [0,0375]	<b>-0,1172***</b> [0,0362]	<b>-0,1163***</b> [0,0358]	<b>-0,1226**</b> [0,0368]
<i>euro</i>	<b>-0,0697**</b> [0,0356]	<b>-0,0698**</b> [0,0346]	<b>-0,0698**</b> [0,0346]	-0,0666* [0,0347]	-0,0638* [0,0353]	-0,0610 [0,0377]
<i>asia</i>	-0,0530 [0,0351]	-0,0526 [0,0351]	-0,0526 [0,0350]	-0,0514 [0,0353]	-0,0504 [0,0351]	-0,0552 [0,0340]
<i>afri</i>	<b>-0,2350***</b> [0,0683]	<b>-0,2320***</b> [0,0683]	<b>-0,2327***</b> [0,0683]	<b>-0,2198***</b> [0,0662]	<b>-0,2206***</b> [0,0657]	<b>-0,2268***</b> [0,0656]
constant	-0,6864 [1,7588]	-1,3972 [1,4255]	-1,4025 [1,4280]	-1,6661 [1,4224]	-1,5206 [1,4209]	-1,1620 [1,4108]
Observaciones	2386	2386	2386	2430	2430	2347
Período de estimación	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1986-2011
Log-likelihood	-577	-577	-577	-579	-576	-570
Pseudo R2	0,13	0,13	0,13	0,13	0,13	0,14
% de positivos (p)	9,81	9,81	9,81	9,63	9,63	9,97
% correct totales (cut-off: 0.5)	87,76	88,18	88,18	89,05	88,97	88,37
% correct totales (cut-off: p)	60,56	60,27	60,27	59,67	60,37	61,31
% correct positivos (cut-off: 0.5)	11,54	11,54	11,11	9,83	10,26	12,39
% correct positivos (cut-off: p)	76,92	77,35	76,92	77,35	77,78	77,78
#saltos	78	78	78	78	78	78

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.10C Probit con efectos aleatorios. Bloque: Variables de ciclo y otros indicadores**

	1	2	3	4	5
pibpc	<b>-0,0143***</b> [0,0046]	<b>-0,0151***</b> [0,0048]	<b>-0,0123***</b> [0,0040]	<b>-0,0131***</b> [0,0037]	<b>-0,0153***</b> [0,0049]
pibpc^2	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
grav	0,0105 [0,0455]	0,0030 [0,0453]	-0,0464 [0,0446]	-0,0385 [0,0451]	0,0048 [0,0444]
pop	0,0021 [0,0122]	-0,0004 [0,0130]	0,0042 [0,0119]	0,0041 [0,0114]	0,0008 [0,0129]
hcpt	<b>0,2824**</b> [0,1114]	<b>0,2787**</b> [0,1150]	<b>0,2254**</b> [0,1032]	<b>0,2317**</b> [0,1011]	<b>0,2877**</b> [0,1116]
ogap	-0,0015 [0,0010]				
Δibif		0,0005 [0,0011]			
cred			-0,0002 [0,0004]		
Δcred				-0,0008 [0,0006]	
fuel					0,0302 [0,0711]
latam	<b>-0,1135***</b> [0,0350]	<b>-0,1223***</b> [0,0357]	<b>-0,1026***</b> [0,0312]	<b>-0,1049***</b> [0,0319]	<b>-0,1217***</b> [0,0386]
euro	-0,0647* [0,0347]	-0,0674* [0,0347]	0,0116 [0,0706]	0,0103 [0,0710]	<b>-0,0684**</b> [0,0349]
asia	-0,0446 [0,0377]	-0,0519 [0,0343]	-0,0453 [0,0424]	-0,0473 [0,0419]	-0,0542 [0,0351]
afri	<b>-0,2100***</b> [0,0626]	<b>-0,2338***</b> [0,0658]	<b>-0,2017***</b> [0,0651]	<b>-0,2049***</b> [0,0648]	<b>-0,2297***</b> [0,0912]
constant	-1,9418 [1,4361]	-1,4672 [1,4420]	-0,8668 [1,5998]	-1,0171 [1,5909]	-1,6180 [1,3940]
Observaciones	2429	2390	2187	2156	2430
Período de estimación	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1986-2011	1986-2011
Log-likelihood	-578	-572	-487	-480	-579
Pseudo R2	0,13	0,13	0,12	0,13	0,13
% de positivos (p)	9,63	9,79	9,19	9,28	9,63
% correct totales (cut-off: 0.5)	89,17	88,53	89,85	89,70	88,68
% correct totales (cut-off: p)	59,82	60,17	63,56	63,08	59,88
% correct positivos (cut-off: 0.5)	10,68	11,11	10,95	11,50	10,26
% correct positivos (cut-off: p)	78,21	76,92	76,62	76,00	77,35
#saltos	78	78	67	67	78

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

Tabla A.11A Probit con efectos aleatorios. Bloque: Integración económica

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0127***</b> [0,0038]	<b>-0,0131***</b> [0,0034]	<b>-0,0134***</b> [0,0036]	<b>-0,0128***</b> [0,0037]	<b>-0,0128***</b> [0,0038]	<b>-0,0128***</b> [0,0038]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0238 [0,0415]	-0,0116 [0,0360]	0,0020 [0,0367]	0,0302 [0,0394]	-0,0678* [0,0392]	-0,0671* [0,0382]
<i>pop</i>	0,0105 [0,0107]	0,0133 [0,0092]	0,0131 [0,0099]	0,0136 [0,0101]	0,0140 [0,0097]	0,0159 [0,0102]
<i>hcpt</i>	0,1822* [0,0992]	0,0665 [0,0939]	0,0842 [0,0982]	<b>0,1296**</b> [0,0971]	0,1305 [0,1061]	0,1227 [0,1049]
<i>agre</i>	-0,0003 [0,0010]					
<i>glob</i>		<b>0,1243**</b> [0,0562]				
<i>trglob</i>			-0,0155 [0,0345]			
<i>figlob</i>			<b>0,1239**</b> [0,0403]			
<i>fdi</i>				-0,0005 [0,0005]		
<i>gvc</i>					<b>0,0057***</b> [0,0019]	
<i>dvx</i>						<b>0,0048***</b> [0,0018]
<i>fva</i>						<b>0,0058***</b> [0,0019]
<i>latam</i>	<b>-0,1139***</b> [0,0327]	<b>-0,1146***</b> [0,0255]	<b>-0,1264***</b> [0,0253]	<b>-0,1092***</b> [0,0328]	-0,0806* [0,0418]	<b>-0,0807**</b> [0,0412]
<i>euro</i>	<b>-0,0872***</b> [0,0325]	<b>-0,0740**</b> [0,0303]	<b>-0,0754**</b> [0,0306]	<b>-0,0787**</b> [0,0359]	-0,0373 [0,0495]	-0,0341 [0,0503]
<i>asia</i>	<b>-0,0843**</b> [0,0385]	<b>-0,0960***</b> [0,0283]	<b>-0,0977***</b> [0,0293]	<b>-0,0828**</b> [0,0391]	<b>-0,0972***</b> [0,0368]	<b>-0,0966***</b> [0,0367]
<i>afri</i>	<b>-0,2607***</b> [0,0648]	<b>-0,2655***</b> [0,0556]	<b>-0,2934***</b> [0,0575]	<b>-0,2491***</b> [0,0615]	<b>-0,2575***</b> [0,0554]	<b>-0,2489***</b> [0,0564]
constant	-1,1130 [0,9368]	-3,6314** [1,5392]	-3,3948** [1,5107]	-1,2867 [0,9171]	-0,9477 [1,1950]	-0,8744 [1,1737]
Observaciones	2847	2789	2819	2791	2295	2295
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1990-2015	1990-2015
Log-likelihood	-858	-825	-832	-844	-686	-685
Pseudo R2	0,09	0,10	0,11	0,10	0,10	0,10
% de positivos (p)	12,22	12,26	12,24	12,47	12,55	12,55
% correct totales (cut-off: 0.5)	87,21	86,98	87,27	87,28	87,19	87,32
% correct totales (cut-off: p)	61,71	62,75	63,21	62,31	62,22	62,66
% correct positivos (cut-off: 0.5)	3,45	1,17	4,35	5,17	6,25	6,25
% correct positivos (cut-off: p)	77,87	79,24	77,97	77,87	78,47	78,82
#saltos	116	116	115	116	96	96

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla 4.11B Probit con efectos aleatorios. Bloque: Competitividad cambiaria**

	1	2	3	4	5	6
<i>pibpc</i>	<b>-0,0136***</b> [0,0039]	<b>-0,0130***</b> [0,0039]	<b>-0,0132***</b> [0,0039]	<b>-0,0127***</b> [0,0038]	<b>-0,0127***</b> [0,0038]	<b>-0,0127***</b> [0,0038]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]	<b>0,0001***</b> [0,0000]
<i>grav</i>	0,0172 [0,0396]	0,0133 [0,0392]	0,0142 [0,0394]	0,0195 [0,0389]	0,0176 [0,0392]	0,0011 [0,0393]
<i>pop</i>	0,0111 [0,0110]	0,0108 [0,0106]	0,0108 [0,0107]	0,0106 [0,0106]	0,0110 [0,0106]	0,0148 [0,0104]
<i>hcpt</i>	0,1784* [0,0983]	0,1634* [0,0979]	0,1657* [0,0982]	0,1800* [0,0968]	0,1762* [0,0969]	0,1613* [0,0958]
<i>reer</i>	-0,0346 [0,0332]					
$\Delta$ reer		-0,0378 [0,0262]				
<i>misa</i>			-0,0005 [0,0004]			
<i>overv</i>				0,0023 [0,0221]		
<i>underv</i>					-0,0136 [0,0198]	
<i>tcnvol</i>						<b>-0,0049***</b> [0,0012]
<i>latam</i>	<b>-0,1218***</b> [0,0326]	<b>-0,1207***</b> [0,0319]	<b>-0,1208***</b> [0,0320]	<b>-0,1132***</b> [0,0328]	<b>-0,1126***</b> [0,0326]	<b>-0,1099***</b> [0,0330]
<i>euro</i>	<b>-0,0867**</b> [0,0338]	<b>-0,0880***</b> [0,0318]	<b>-0,0882***</b> [0,0317]	<b>-0,0864***</b> [0,0318]	<b>-0,0853***</b> [0,0322]	-0,0725* [0,0383]
<i>asia</i>	<b>-0,0871**</b> [0,0370]	<b>-0,0847**</b> [0,0370]	<b>-0,0853**</b> [0,0369]	<b>-0,0832**</b> [0,0382]	<b>-0,0839***</b> [0,0377]	<b>-0,0873**</b> [0,0357]
<i>afri</i>	<b>-0,2755***</b> [0,0639]	<b>-0,2716***</b> [0,0628]	<b>-0,2724***</b> [0,0631]	<b>-0,2590***</b> [0,0636]	<b>-0,2588***</b> [0,0631]	<b>-0,2512***</b> [0,0595]
constant	-1,1826 [1,0158]	-1,0020 [1,0069]	-0,8149 [1,0443]	-0,9797 [1,0266]	-1,1426 [1,0136]	-0,7421 [0,9757]
Observaciones	2795	2795	2795	2847	2847	2759
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-853	-854	-853	-858	-858	-830
Pseudo R2	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,11
% de positivos (p)	12,45	12,45	12,45	12,22	12,22	12,50
% correct totales (cut-off: 0.5)	86,91	87,05	86,87	87,36	87,43	87,06
% correct totales (cut-off: p)	62,40	62,72	62,50	61,92	62,10	63,10
% correct positivos (cut-off: 0.5)	5,46	5,46	5,17	3,45	3,45	6,09
% correct positivos (cut-off: p)	77,59	77,87	77,59	78,16	77,87	76,81
#saltos	116	116	116	116	116	115

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.

**Tabla A.11C Probit con efectos aleatorios. Bloque: Variables de ciclo y otros indicadores**

	1	2	3	4	5
	<b>-0,0127***</b>	<b>-0,0125***</b>	<b>-0,0085***</b>	<b>-0,0093***</b>	<b>-0,0127***</b>
	[0,0038]	[0,0039]	[0,0031]	[0,0028]	[0,0040]
<i>pibpc</i>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>	<b>0,0001***</b>
	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]
<i>pibpc</i> <sup>2</sup>	0,0194	0,0153	-0,0357	-0,0257	0,0195
	[0,0390]	[0,0387]	[0,0387]	[0,0385]	[0,0386]
<i>grav</i>	0,0107	0,0097	0,0133	0,0131	0,0107
	[0,0106]	[0,0107]	[0,0086]	[0,0085]	[0,0107]
<i>pop</i>	0,1796*	0,1681*	0,1198	0,1262	0,1797*
	[0,0973]	[0,1001]	[0,0819]	[0,0830]	[0,0977]
<i>hcpt</i>	-0,0001				
	[0,0000]				
<i>ogap</i>		0,0027*			
		[0,0014]			
$\Delta$ <i>ibif</i>			-0,0002		
			[0,0004]		
<i>cred</i>				-0,0012	
				[0,0007]	
$\Delta$ <i>cred</i>					-0,0014
					[0,0452]
<i>fuel</i>					
	<b>-0,1129***</b>	<b>-0,1160***</b>	<b>-0,0935***</b>	<b>-0,0909***</b>	<b>-0,1129***</b>
	[0,0326]	[0,0319]	[0,0276]	[0,0283]	[0,0343]
<i>latam</i>	<b>-0,0857***</b>	<b>-0,0848***</b>	-0,0190	-0,0155	<b>-0,0862***</b>
	[0,0319]	[0,0324]	[0,0526]	[0,0570]	[0,0323]
<i>euro</i>	<b>-0,0830**</b>	<b>-0,0831**</b>	<b>-0,0756**</b>	<b>-0,0744**</b>	<b>-0,0830**</b>
	[0,0382]	[0,0377]	[0,0319]	[0,0327]	[0,0395]
<i>asia</i>	<b>-0,2583***</b>	<b>-0,2692***</b>	<b>-0,2355***</b>	<b>-0,2303***</b>	<b>-0,2584***</b>
	[0,0633]	[0,0635]	[0,0560]	[0,0540]	[0,0668]
<i>afri</i>	-1,1826	-1,0020	-0,8149	-0,9797	-1,1861
	[1,0158]	[1,0069]	[1,0443]	[1,0266]	[1,0121]
<i>constant</i>					
Observaciones	2846	2807	2581	2551	2847
Período de estimación	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015	1986-2015
Log-likelihood	-858	-852	-723	-711	-858
Pseudo R2	0,09	0,09	0,09	0,10	0,09
% de positivos (p)	12,23	12,40	11,47	11,49	12,22
% correct totales (cut-off: 0.5)	87,46	87,28	88,11	87,97	87,39
% correct totales (cut-off: p)	61,95	62,63	65,09	65,39	61,92
% correct positivos (cut-off: 0.5)	3,45	3,74	1,01	1,71	3,45
% correct positivos (cut-off: p)	78,16	78,16	75,68	76,11	78,16
#saltos	116	116	99	98	116

Notas: La variable dependiente toma el valor de 1 en el entorno de 3 años en el que se identificó un salto en los volúmenes exportados. Las cursivas sobre el nombre de los regresores indican que se emplea el logaritmo natural en lugar del nivel absoluto. Los coeficientes representan el efecto marginal sobre las medias muestrales para variables continuas y el efecto de un cambio discreto de 0 a 1 para las variables dicotómicas. Entre corchetes se reportan errores estándar robustos. \*, \*\* y \*\*\* indican valores estadísticamente significativos con 10%, 5% y 1% de confianza. Todas las regresiones son estimadas con efectos fijos por año.



<b>Solicitud de constitución de Jurado para Defensa del TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA</b>		Código de la Maestría
Adriel Hermida		DNI: 33191288
Año de ingreso a la Maestría - Ciclo Cohorte 2012-2013	Fecha de aprobación de la última asignatura rendida Agosto de 2014	
Título del Trabajo Final ¿Son los saltos exportadores completas singularidades? Explorando la existencia de elementos comunes en los episodios de destacado crecimiento exportador		
Solicitud del Director de Trabajo Final Comunico a la Dirección de la Maestría que el Trabajo Final bajo mi dirección se encuentra satisfactoriamente concluido. Por lo tanto, solicito se proceda constituir el correspondiente Jurado para su evaluación y calificación final.  Firma del Director de Trabajo Final ..... <b>Sebastian Katz</b> .....  Aclaración..... <b>Katz, Sebastian (DNI 18.088.748)</b> .....  Lugar y fecha..... <b>CABA, 24 de febrero de 2021</b> .....		
<b>Datos de contacto del Director</b>		
Correo electrónico <b>Sebastian.katz@bcra.gob.ar</b>	Teléfonos <b>011 5 901 3973</b>	
Se adjunta a este formulario: <ul style="list-style-type: none"><li>• Trabajo Final de Maestría impreso (indicar cantidad de copias presentadas)</li><li>• Archivo del Proyecto de Trabajo Final en formato digital (versión Word y PDF) a <a href="mailto:graduación@posgrado.economicas.uba.ar">graduación@posgrado.economicas.uba.ar</a></li><li>• Certificado analítico</li></ul>		
Fecha 24 de febrero de 2021	Firma del alumno Adriel Hermida	