

DOCUMENTO DE TRABAJO N°2

# Saltos exportadores y tipo de cambio real en Argentina: ¿Qué tipo de sectores responden al incentivo cambiario?

Gabriel Palazzo

# Saltos exportadores y tipo de cambio real en Argentina: ¿Qué tipo de sectores responden al incentivo cambiario?

Gabriel Palazzo

Equilibra, IIEP-BAIRES y CEDES  
gabrielmpalazzo@gmail.com

9 de septiembre de 2021

## Resumen

El período de tipo de cambio competitivo y estable (2003-2008) tuvo como correlato el máximo número de productos con saltos exportadores desde 1980 a 2015 (Palazzo y Rapetti, 2017). ¿Cuáles son las características de los sectores que lograron aprovechar el incentivo cambiario? Este trabajo plantea una serie de hipótesis para responder esta pregunta y las valida empíricamente. La principal hipótesis radica en que los sectores intensivos en mano de obra ofrecen una mayor intensidad de respuesta ante movimientos cambiarios, como consecuencia de que los costos en factores productivos no transables predominan en su función de producción. A través de distintos ejercicios econométricos de modelos de probabilidad lineal y Probit se encuentra, en primer lugar, que los sectores incrementan en 2.5 % la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador por cada desvío estándar de mayor intensidad laboral en el sexenio 2003-2008. En segundo lugar, se muestra que los saltos son más probables en los sectores *cercanos* a sectores competitivos. Cuando se evalúa el tipo de conexión que relacionan estos sectores, se encuentra evidencia de que la probabilidad de un salto exportador es superior aguas arriba de los sectores con capacidades previas. Finalmente, el nuevo nivel de exportaciones de los sectores con un evento de salto exportador muestra dinámicas persistentes luego de la finalización del período.

# 1. Introducción

En el año 2002 el tipo de cambio real multilateral (TCRM) de Argentina se depreció un 57 % respecto al 2001. Más importante aún, y a diferencia de otros eventos devaluatorios, el nuevo nivel cambiario se mantuvo estable hasta el año 2008.<sup>1</sup> La magnitud y persistencia del cambio del TCRM conforman un evento inmejorable para entender la conexión entre esta variable y el desarrollo de sectores transables.<sup>2</sup> En esta línea, Palazzo y Rapetti (2017) encuentran que durante el sexenio 2003-2008 Argentina experimentó el pico máximo de saltos exportadores desde el año 1980 en adelante. En total 120 productos lograron cumplir los requisitos impuestos, representando un 17 % del total. Estos números se encuentran bien por encima de la probabilidad no condicional del 9 % y es un 44 % superior respecto al pico previo correspondiente al sexenio 1994-1999. Los denominados *saltos exportadores* capturan a aquellos episodios en donde las exportaciones sectoriales tuvieron cambios marcados en sus tendencias, aceleración de las tasas de crecimiento de sus exportaciones y se consolidaron en el mercado internacional. Es decir, son eventos donde se desarrolla o se expande la capacidad productiva incrementando la oferta transable. Este hecho hace que sea interesante el análisis de sus determinantes.

¿Hay alguna característica común entre los sectores que lograron aprovechar el aumento de la rentabilidad que implicó el nuevo nivel cambiario? Este trabajo responde a esta pregunta. El principal objetivo es evaluar la heterogeneidad observada en los saltos exportadores y su relación con la trayectoria del TCR. La exposición neta de una firma exportadora a cambios en el tipo de cambio real viene dada por la magnitud que los bienes transables representan en sus costos. En economías latinoamericanas la función de costos del sector transable se encuentra bien caracterizada dividiendo los costos entre: (a) trabajo; y (b) bienes intermedios y de capital transables (Frenkel y Ros, 2006). Esta división indica que el TCR afectará de forma diferente a los sectores según su intensidad en el uso del factor trabajo.

Dos contribuciones se realizan en este trabajo. En primer lugar, se aporta evidencia que los sectores intensivos en mano de obra incrementan la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador durante un período de tipo de cambio competitivo y estable. Este efecto apoya la hipótesis de Frenkel y Ros (2006) sobre la existencia del canal de intensidad laboral, mediante el cual se relaciona la dinámica del TCR con la dinámica del empleo. Asimismo, se encuentra en línea con Dao *et al.* (2021) donde se argumenta que el TCR tiene un impacto positivo en las firmas transables intensivas en mano de obra, el cual se ve potenciado en los países con bajo desarrollo del sistema financiero. Su argumen-

---

<sup>1</sup>El TCRM promedio 2002-2008 mantuvo una depreciación de 53 % si se compara con el año 2001. Incluso, hasta el año 2011, la apreciación real de la moneda brasilera provocó que el TCRM se mantenga relativamente constante en el tiempo.

<sup>2</sup>Siguiendo a Bahar *et al.* (2019), nos referimos a los productos de 4 dígitos de desagregación de forma indistinta como productos o sectores. Este grado de desagregación no es lo suficientemente detallado para que la denominación de producto sea precisa, pero la omisión de vínculos productivos atenta contra la definición de sectores.

to, de forma similar a esta tesis, es que la depreciación del TCR mejora la rentabilidad de las firmas transables intensivas en mano de obra (tanto sean exportadoras o competidoras de importaciones), permitiendo incrementar los ahorros propios para expandir las inversiones. Esto es relevante ante la existencia de fricciones financieras en los países con baja profundidad del mercado financiero.

En segundo lugar, la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador durante 2003-2008 se incrementa cuanto mayor es la cercanía del sector a sectores competitivos. Este vínculo se encuentra en línea con Hidalgo *et al.* (2007) y Hausmann y Klinger (2006), donde se argumenta que cada proceso productivo requiere un conjunto de capacidades específicas (*capabilities*). Las capacidades son un conjunto de factores productivos, principalmente no transables, que pueden ir desde disponibilidad de infraestructura, conocimiento de procesos, regulaciones, suelo, capacitación de la mano de obra, entre otros. En los casos que el país ya produzca de forma competitiva un bien, estas capacidades ya están desarrolladas y, por lo tanto, los bienes que requieran capacidades similares tendrán una mayor facilidad para su desarrollo. La adquisición de capacidades es un costo hundido que se incrementa con la distancia respecto de los sectores en los que la economía ya es competitiva. Se encuentra que el aumento del TCR incentiva su pago.<sup>3</sup>

Adicionalmente, y para darle sentido económico más precisos al concepto de capacidades, se indaga sobre cuáles son los canales de conexión específicos entre sectores *cercanos*. ¿Los sectores son cercanos a sectores competitivos porque son proveedores, clientes, comparten características de la mano de obra y/o de la tecnología utilizada? Es decir, se busca dar luz sobre las externalidad Marshalliana que vinculan a sectores productivos. Para su validación empírica se sigue a Bahar *et al.* (2019) y se encuentran resultados similares.

Para evaluar los determinantes de la heterogeneidad de saltos exportadores se utilizan, principalmente, modelos de probabilidad lineal. En la regresión principal, este modelo es aplicado al corte transversal de los -aproximadamente- 700 sectores exportadores del período 2003-2008, utilizando la clasificación 4 dígitos de desagregación del CUCI rev. 2. La variable dependiente es el indicador dicotómico (0 o 1) de la ocurrencia de un salto exportador durante el sexenio. Las principales variables independientes son un indicador de la intensidad laboral del sector (trabajadores por millón de valor bruto de producción), el indicador de cercanía agnóstica a través del espacio-producto provistos en Hidalgo *et al.* (2007) y datos de cercanía productiva por canales específicos utilizados en Greenstone *et al.* (2010) y Bahar *et al.* (2019). Adicionalmente, se controlan por las ventajas comparativas reveladas iniciales, cambios arancelarios en países de destino, cambios arancelarios en insumos intermedios en Argentina y cambios en variables macroeconómicas.<sup>4</sup> La identificación del efecto cambiario radica en la heterogeneidad de las características sectoriales de requerimientos de mano de obra que implican distinta intensidad de respuesta ante variaciones del tipo de cambio. Es razonable afirmar que la fuerte

---

<sup>3</sup>Por su parte, Ocampo (2005) argumenta que los vínculos productivos entre sectores son fundamentales en su rol como difusores y multiplicadores del crecimiento por innovación que se generan en otros sectores.

<sup>4</sup>Estas últimas se ponderan en cada producto por la participación de los socios comerciales para así tener cierta variabilidad sectorial.

depreciación ocurrida en el año 2002 es exógena e inesperada al nivel de desagregación sectorial en la cual se evalúa los efectos. Sin embargo, dada la multiplicidad de cambios macroeconómicos ocurridos durante el período es necesario ser cautos e interpretar a los resultados obtenidos principalmente como correlaciones.

Tres trabajos resultan relevantes a la hora de elegir el método de evaluación. Por un lado, una estrategia de identificación similar se encuentra en Ekholm *et al.* (2012) donde se estudia el impacto a nivel firmas de una apreciación cambiaria duradera de la Corona noruega. El trabajo construye un índice de exportaciones netas en base a datos de bienes intermedios importados y porcentaje de producción destinado a la exportación para cada firma. Es decir, se utiliza la heterogeneidad de las características transversales de las firmas como estrategia de identificación del efecto cambiario, en línea con este trabajo. Análisis previos descansaban en variaciones del tipo de cambio real específicas de los sectores, mediante la construcción de índices por sector según la ponderación del comercio bilateral en cada caso. Esto tiene la debilidad de que los movimientos cambiarios son relativamente uniformes y están guiados por el tipo de cambio nominal, lo cual da lugar a un problema de débil identificación del shock.

En esta línea, y de forma más directa, Dao *et al.* (2021) utiliza un indicador de intensidad laboral para evaluar el efecto del TCR en el desempeño transable. Si bien el trabajo analiza el impacto sobre una base de datos de 25.416 firmas no financieras de 66 países desde 2000 a 2011, el indicador de intensidad laboral es a nivel de rama de industria y resulta similar al utilizado en este capítulo. Mientras que en nuestro trabajo se utiliza un indicador de 4 dígitos del CIU para sectores argentinos, Dao *et al.* (2021) aproximan la variable como el promedio 2000-2011 de la participación del trabajo a 3 dígitos de NAICS a nivel industrial de Estados Unidos. Los autores argumentan que estos datos les permite explotar la variación en la participación del trabajo a lo largo de los sectores que dependen de la tecnología y características del producto y no se deben a decisiones de inversión y contratación de las firmas que dependen en si mismo de los shocks de rentabilidad y regímenes impositivos.<sup>5</sup>

Por último, se destaca el trabajo Bahar *et al.* (2019), el cual es el más cercano a este capítulo. Los autores estudian la relación entre sectores con *despegues exportadores* y la cercanía a sectores previamente competitivos. Utilizan datos del mismo grado de desagregación que en este trabajo (4 dígitos del CUCI) pero para un panel de países. En particular evalúan los determinantes de aquellos sectores que pasan de ventajas comparativas reveladas menores a 0.1 a incrementarse por encima de la unidad al cabo de una década. Se centran en evaluar el canal de proximidad *agnóstica* a través del indicador de cercanía del espacio-producto de Hidalgo *et al.* (2007) y los canales de conexión específicos utilizando los datos de Greenstone *et al.* (2010). Este capítulo puede ser entendido como un caso particular de Bahar *et al.* (2019), donde se busca entender un shock específico -TCR- utilizando las mismas bases de datos pero para el caso de estudio de Argentina. La definición de salto exportador

---

<sup>5</sup>Sin embargo, muestran que está correlacionado con los datos de intensidad laboral a nivel firma de los distintos países, pero solo poseen este indicador para un 1/3 de las firmas de la muestra.

es diferente aunque apunta en la misma dirección y la especificidad del shock nos obliga a estudiar el rol de la intensidad laboral.

Los principales resultados se resumen de la siguiente manera. En primer lugar, encuentro que la suba del TCR aumenta la probabilidad de que ocurra un salto exportador en sectores con mayor porción de costos no transables. Más precisamente, la probabilidad de ocurrencia se incrementa en un 2.5 % por cada desvío estándar de mayor intensidad laboral del sector durante el período de tipo de cambio real competitivo y estable (2003-2008). El efecto es significativo y relevante económicamente, dado que la probabilidad no condicional de saltos exportadores desde 1980 a 2015 es solo 9.1 %. Este hecho apoya la hipótesis de Frenkel y Ros (2006) y Dao *et al.* (2021) sobre el mayor impacto del TCR en los sectores intensivos en mano de obra.<sup>6</sup>

En segundo lugar, los sectores cercanos a otros ya competitivos incrementan su probabilidad de salto exportador durante el período de TCRCE. Un desvío estándar en la densidad de la red de sectores competitivos *cercanos* incrementa la probabilidad de salto exportador en un 4 %. Este hecho indica que no todos los sectores logran aprovechar el incentivo cambiario, sino aquellos en donde la estructura productiva tenía capacidades previas (Hidalgo *et al.*, 2007). Si se evalúa conexiones específicas con sectores competitivos, se encuentra que sólo los sectores aguas arriba de sectores competitivos logran aprovechar el impulso cambiario. No se encuentra un efecto positivo para los sectores aguas abajo, los sectores que comparten mano de obra o los sectores que utilizan o proveen tecnología similar a los sectores competitivos. Los resultados se encuentran en línea al encontrado por Bahar *et al.* (2019), donde únicamente el canal aguas arriba muestra un resultado robusto a distintas especificaciones y su impacto es del mismo orden de magnitud a los resultados de este capítulo.

Se realizan varios ejercicios de robustez. En primer lugar, se evalúa los determinantes del salto exportador del período 1994-1999. Este sexenio fue el segundo en términos de frecuencia de saltos y, sin embargo, ocurrió en un período de apreciación cambiaria. Se encuentra que el coeficiente estimado del efecto de la intensidad laboral es negativo en este caso, aunque en pocas especificaciones es significativo estadísticamente. Los resultados avalan las hipótesis principales del trabajo, implicando un efecto positivo del TCR en sectores intensivos en mano de obra. En segundo lugar, se evalúa el rol de otros determinantes macroeconómicos, como también los niveles de apertura comercial en insumos intermedios de Argentina y en los aranceles del resto del mundo. Por último, se expande el análisis con técnicas de datos de panel, evaluando los determinantes de los saltos exportadores para distintos sexenios no superpuestos. La variable de interés en este caso pasa a ser la interacción entre el tipo de cambio real efectivo por sector y el nivel de intensidad laboral.

Finalmente, se muestra evidencia de la existencia de efectos de histéresis en los sectores con saltos

---

<sup>6</sup>Aquí, a diferencia de Frenkel y Ros (2006), solo se evalúa el beneficio a sectores intensivos en mano de obra pero no si existe un cambio en la técnica productiva de cada sector, sesgando la tecnología a aquellas intensivas en mano de obra. Este último hecho, sin embargo, si encuentra evidencia en Ekholm *et al.* (2012) para el caso de una apreciación prolongada pudiendo evaluar dicho margen por la disponibilidad de datos a nivel firma.

exportadores. Los sectores con saltos logran mantener un mayor nivel de volumen exportado relativo al resto de los sectores exportadores, una vez finalizado el período de tipo de cambio competitivo y estable. Esto se encuentra en línea con Dixit (1989), Krugman (1987) y Campa (2004), entre otros. La presencia de costos hundidos hace que el pago del mismo evite la caída de las exportaciones a pesar de la apreciación posterior de la moneda. De esta forma, se apoya el argumento de la utilidad del tipo de cambio real como política productiva a favor de la promoción de sectores transables (Rodrik, 2008; Rapetti, 2013; Rapetti *et al.*, 2012).

El trabajo se organiza de la siguiente manera. Luego de esta introducción, en la sección 2 se establece un marco conceptual sencillo para justificar la metodología de saltos exportadores y establecer los determinantes a evaluar y mecanismos por los cuales los mismos actúan. La sección 3 se define la variable que determina la existencia de un salto exportador, a través del algoritmo propuesto por Palazzo y Rapetti (2017). Se agregan análisis de robustez a la determinación del evento de interés. La sección 4 es el corazón del trabajo, donde se presentan los principales ejercicios econométricos para explicar la heterogeneidad del evento. La sección 5 realiza una batería de ejercicios de robustez, mientras que la sección 6 muestra, por un lado, evidencia sobre los canales específicos de conexión entre los sectores con saltos y los sectores competitivos y, por el otro, la existencia de efectos duraderos en las exportaciones de los sectores con saltos. La sección 7 concluye.

## **2. Marco conceptual para la elección de determinantes y objeto de estudio**

El evento de devaluación y sostenimiento de un tipo de cambio real depreciado es un experimento natural interesante para evaluar su impacto sobre las exportaciones y el desarrollo de sectores exportadores. Una hipótesis razonable es asumir que las exportaciones son poco sensibles los movimientos del tipo de cambio real de corto plazo debido a que los precios de las mismas se encuentran fijados en dólares (Gopinath, 2015; Adler *et al.*, 2020). Este hecho estilizado es consecuencia de que, al estar los precios fijados en dólares, un aumento del TCR no abarata el precio del bien para el importador y, por lo tanto, no incrementa su demanda de forma inmediata. Sin embargo, sí modifica la rentabilidad que recibe el exportador y, por ende, incentiva la expansión de la oferta transable, tanto de las firmas ya exportadoras, como las que deciden comenzar a exportar.

Este último mecanismo es sencillo y con supuestos poco arriesgados. La firma exportadora es tomadora de precios internacionales en dólares y obtiene  $P^T = eP^f$  de sus ventas externas, donde  $e$  es el tipo de cambio nominal y  $P^f$  es el precio del producto fijado en dólares. Un aumento del tipo de cambio nominal incrementa el precio que recibe la firma en pesos ( $P^T$ ), pero los precios de los bienes,

servicios y factores productivos no transables, no se incrementan en la misma cuantía.<sup>7</sup> De hecho, con la depreciación de 2002, los bienes y servicios no transables sólo se incrementaron en un 13 % durante dicho año, cuando el salto del tipo de cambio nominal fue de 124 % (Burstein *et al.*, 2005). Es decir, el traspaso a precios en los bienes y servicios no transable es imperfecto y considerablemente menor al 100 %. Según la relevancia de estos bienes y factores productivos en la función de producción de una firma transable, un aumento del TCR implica entonces una caída relativa en parte de sus costos y, por ende, un incremento de su rentabilidad.

Esta mayor rentabilidad actúa, sin embargo, por dos canales: (a) aumentos en la producción de las firmas exportadoras a través de la intensificación del uso de su capacidad productiva vigente; (b) incrementos en la cantidad de firmas exportadoras y/o en la tasa de inversión para la expansión productiva y comercial que involucran el pago de costos hundidos.<sup>8</sup> Es decir, la mejora en la tasa de retorno incentiva a las firmas a expandir su producción pero también y, más importante, su capacidad productiva y lazos comerciales en el exterior. Este último canal implican afrontar costos hundidos, entre los que se destacan el desarrollo de procesos productivos, campañas de marketing, búsqueda de nuevo clientes, desarrollo de canales de distribución y la compra de maquinarias específicas y el aprendizaje de su uso, entre otros.<sup>9</sup>

El principal mensaje que el lector debe recordar es, entonces, que el desempeño de las exportaciones sectoriales se verá influenciado tanto por aquellas firmas ya eran exportadoras e incrementan sus exportaciones en base a la capacidad instalada vigente, como también por aquellas que deciden pagar el costo hundido para expandirse a un nuevo destino, expanden su capacidad productiva y/o desarrollar un nuevo producto. Este último margen es, probablemente, el que capture un incremento de las exportaciones de mayor envergadura e implique la obtención de una nueva capacidad productiva. Es decir, es el principal canal por el cual se conseguirá que un sector logre un salto exportador. En términos formales, la elasticidad de las exportaciones respecto al TCR afecta en los siguientes dos márgenes:

$$\frac{\partial E_t(X_{i,t})}{\partial q_t} = \frac{\partial X_{i,t}}{\partial q_t} Pr(I_{i,t} = 1) + X_{i,t} \frac{\partial Pr(I_{i,t} = 1)}{\partial q_t} \quad (1)$$

Donde  $X_{i,t}$  son las exportaciones de la firma  $i$  en el momento  $t$ ,  $q_t$  es el tipo de cambio real y  $I_{i,t}$  es una variable estado que toma valores 0 o 1.  $Pr(I_{i,t} = 1)$  indica la probabilidad de que la firma  $i$  decida pagar el costo hundido por única vez para producir y comercializar un nuevo producto en el extranjero

<sup>7</sup>El traslado a precios hacia los bienes transables es cercano al 100 % como muestra la evidencia de Gopinath (2015), pero mucho menor en los bienes no transables (Burstein *et al.*, 2005).

<sup>8</sup>El aumento de las firmas exportadoras fue estudiado por Albornoz *et al.* (2018). Adicionalmente, en el período de análisis se observa una aceleración de la inversión en maquinarias y equipos según datos de las Penn World Tables. Libman *et al.* (2019) muestra evidencia de la relación entre TCR y aceleraciones de la tasa de inversión.

<sup>9</sup>En el caso de las maquinarias es normal que exista una baja capacidad de recupero de la inversión realizada si se decide vender la maquinaria.

o expandirse a un nuevo destino. El primer término del lado derecho es un margen estático: la firma decide en cada período  $t$  su nivel de producción. El segundo término es un margen dinámico que involucra el pago de costos hundidos y por ende impacta en la capacidad productiva y exportaciones de los siguientes períodos.<sup>10</sup> El tipo de cambio real impacta en ambos márgenes, sin embargo, solo la decisión del pago del costo hundido generan un efecto de histéresis en las exportaciones. Este hecho será relevante en las próximas secciones, tanto para entender variables que condicionan la probabilidad de ocurrencia de saltos exportadores, como para indagar en los efectos posteriores a la finalización del período de TCRCE.

La ecuación 1 se desprende del siguiente problema de maximización, donde la existencia de costos hundidos impone a la firma el análisis de la dinámica temporal de la rentabilidad esperada. Siguiendo a Campa (2004) la problemática de una firma transable representativa se reduce a maximizar el valor presente del flujo de fondos futuros. Esta evaluación se realiza en función de la información relevante disponible en el momento  $t$  por la firma  $i$ .

$$V_{i,t}(\Omega_{i,t}) = \max_{I_{i,t}, X_{i,t}} E_t \left[ \sum_{j=t}^{\infty} \delta^{j-t} R_{i,j}(I_{i,j}) | \Omega_{i,t} \right] \quad (2)$$

Donde  $\Omega_{i,t}$  es el conjunto de información disponible en el momento  $t$ ,  $\delta$  es un factor de descuento,  $R_{i,t}$  son los ingresos netos esperados de exportación de la firma  $i$  en el período  $t$ . La firma decide exportar o abastecer al mercado doméstico, lo cual es capturado por la variable  $I_{i,t}$  que tomará un valor 1 o 0. En caso de exportar ( $I_{i,t} = 1$ ) decidirá la cantidad a producir para abastecer el mercado externo  $X_{i,t}$ .

Los ingresos netos esperados  $R_{i,t}$  incluyen la existencia de costos hundidos ( $F_i$ ) para entrar al mercado de exportaciones de un nuevo producto/sector.<sup>11</sup> Se asume, adicionalmente, que existen costos de salida para dejar de exportar ( $G_i$ ), asociados a los costos de cierre de negocios. Se supone -sin mayor discusión por el momento- que el tipo de cambio aumenta la rentabilidad de la firma transable. Los ingresos netos por exportar en el momento inicial  $t$ ,  $R_{i,t}$  vienen dados por:

$$R_{i,t}(I_{i,t}) = I_{i,t} [r_{i,t}(X_{i,t}, q_t) - F_i (1 - I_{i,t-1})] - G_i I_{i,t-1} (1 - I_{i,t}) \quad (3)$$

<sup>10</sup>No se adopta la clasificación tradicional de margen intensivo y extensivo porque se considera que una misma firma que ya exporta a un mercado puede decidir afrontar un costo hundido en bienes de capital o infraestructura para expandir su capacidad productiva. La diferencia principal entre los márgenes es el pago de ese costo hundido que involucra un decisión de largo plazo.

<sup>11</sup>Al igual que en el capítulo previo se utiliza el concepto de producto o sector de forma laxa y con el mismo significado. Esto se debe a que los datos a 4 dígitos del CUCI son lo suficientemente agregados para que no sea completamente correcto considerarlo un producto, pero tampoco sería preciso considerarlo un sector. Bahar *et al.* (2019) realiza la misma aclaración.

Donde  $r_{i,t}$  son las ganancias brutas de exportación sin ajuste por los costos hundidos,  $X_{i,t}$  es la cantidad exportada por la firma  $i$  en el momento  $t$ , y  $q_t$  es el nivel del tipo de cambio real. Los ingresos netos de exportación serán distintos según el estado de situación actual y previo de la firma ( $I_{i,t}$  y  $I_{i,t-1}$ ). Si la firma era exportadora en  $t - 1$  y sigue exportando en  $t$ ,  $R_{i,t} = r_{i,t}$ . Si en  $t - 1$  no era exportadora y decide exportar en  $t$  (o ingresar a un nuevo destino), entonces deberá pagar el costo hundido de entrada  $R_{i,t} = r_{i,t} - F_i$ . Si era exportadora y decide dejar de exportar, entonces paga el costo  $R_{i,t} = G_i$ .

Esta estructura del problema tiene como correlato la derivación de la ecuación 1 y, deja en claro dos características relevantes para entender los resultados del caso argentino. Por un lado, las firmas exportadoras se verán incentivadas a expandir su oferta transable ante aumentos del tipo de cambio, incrementando sus exportaciones a los destinos y productos ya comercializados. Esta es una decisión que depende del tipo de cambio actual e implica un incremento de las exportaciones utilizando únicamente la capacidad productiva vigente. Es probable que este margen sea relativamente pequeño. Sin embargo, y, por otro lado, el TCR influirá en la decisión de iniciar la comercialización de un nuevo producto al extranjero, venta a un nuevo destino o el hundimiento de capital para la expansión de la capacidad instalada. Estas últimas alternativas implican el pago de un costo hundido, lo cual es una decisión dinámica ya que tiene en cuenta la expectativa del flujo futuro de fondos. Esta decisión queda definida por la condición de primer orden del problema de maximización de la firma de la ecuación 2:<sup>12</sup>

$$X_{i,t} = f [c_{i,t}, \cdot, q_t | I_{i,t} = 1] \quad \text{decisión estática} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} r_{i,t}(X_{i,t}, q_t) + \delta E_t [V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | I_{i,t} = 1] - \delta E_t [V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | I_{i,t} = 0] \\ \geq F_i - (F_i + G_i)I_{i,t-1} \quad \text{decisión dinámica} \end{aligned} \quad (5)$$

La ecuación 4 determina que para las firmas ya exportadoras, el TCR ( $q_t$ ) y la evolución de su estructura de costos ( $c_{i,t}$ ) -y otros posibles determinantes-, impactan en la cantidad de bienes que decide la firma producir en el momento  $t$  sin ser relevante el flujo de fondos futuros. La ecuación 5, por su parte, determina la decisión de la firma en cuanto al pago de costos hundidos. El lado izquierdo de la ecuación 5 captura los beneficios esperados de exportar, en donde el primer término implica la rentabilidad presente y el segundo y tercer término la rentabilidad esperada en función de la decisión de pagar los costos hundidos. El lado derecho, por su parte, refleja los costos de entrar al mercado de exportación si la firma no exportaba en el período previo, o los beneficios de evitar los costos de salida en caso contrario (Campa, 2004). Queda claro que los flujos futuros y la expectativa que se tiene de los mismos tienen un rol relevante a la hora de decidir la inserción internacional ( $V_{i,t+1}$ ). El tipo de cambio hoy tiene un rol en esta decisión, pero también la expectativa futura y su varianza

<sup>12</sup>La ecuación de Bellman implica la siguiente maximización  $V_{i,t}(\Omega_{i,t}) = \max_{I_{i,t}} [R_{i,t}(I_{i,t}) + \delta E_t [V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | I_{i,t}]]$

serán relevantes para calcular el flujo de fondos futuros y los beneficios de la inversión.

Esta característica resalta las diferencias en los episodios de devaluación del TCR que rápidamente pierden la competitividad ganada, respecto a episodios en donde se logra consolidar el nuevo nivel del TCR y se asimilan las expectativas futuras del mismo. Mientras que en el primer caso lo más probable es que no genere un incentivo fuerte a la expansión de las exportaciones más allá de la capacidad productiva actual, el segundo incrementa la probabilidad de que se acelere la tasa de inversión, producción transable y se ingresen a nuevos mercados. Dixit (1989, 1992) muestran que la incertidumbre futura del tipo de cambio impacta en las decisiones del agente hoy. Se destaca así de la importancia de la estabilidad y expectativa cambiaria a la hora de evaluar el efecto del TCR sobre decisión de producción.

Hasta aquí, el modelo es una buena guía para entender la virtud del evento cambiario que se estudia en este trabajo. La magnitud y duración del cambio del nivel del TCR hacen plausible argumentar que se produjo un cambio rotundo en la rentabilidad esperada del sector transable. Esto es a su vez reafirmado con que las autoridades aseguraban la virtud de un tipo de cambio competitivo y estable y se lo consideraba vital en el modelo económico (Damill *et al.*, 2015). De esta forma, se configuraba un entorno macroeconómico que incentivaba a los distintos sectores a realizar inversiones productivas y pagar costos hundidos para aprovechar las mejores perspectivas de rentabilidad futura. Es decir, se generaba un entorno amigable para la existencia de saltos exportadores en los distintos sectores de la economía de Argentina. Sin embargo, es necesario explicitar cómo depende la rentabilidad bruta de la firma del tipo de cambio real para comprender por qué algunos sectores responden más que otros al nivel del TCR. En el siguiente apartado le damos un mínimo de estructura a la tasa de rentabilidad de las firmas transables ( $r_{i,t}$ ) para esclarecer este mecanismo.

## 2.1. Intensidad Laboral y la heterogeneidad del impacto

Para entender si existe un impacto diferencial del tipo de cambio real en los distintos sectores es necesario ahondar más en el problema de forma teórica y darle un mínimo más de estructura al modelo propuesto. El TCR es el precio relativo entre bienes y servicios transables y no transables. Dado que los precios de exportación en moneda extranjera se encuentran fijos en dólares, existirá una relación positiva entre el nivel del tipo de cambio real y la tasa de rentabilidad de las actividades transables. Esta relación será más intensa cuanto mayor sea el peso de los costos no transables en la función de producción.<sup>13</sup> El principal componente productivo no transable es el trabajo y, por ende, la hipótesis principal es que las actividades con mayor proporción de utilización de la mano de obra serán particularmente sensibles al nivel del tipo de cambio real. Por el contrario, actividades intensi-

---

<sup>13</sup>Es importante resaltar que lo relevante no es la utilización de insumos nacionales. Si se utiliza una maquinaria que compite con importaciones, una devaluación incrementará también su precio. Dependiendo del grado de diferenciación el traspaso a precio será mayor (Burstein *et al.*, 2005; Burstein y Gopinath, 2014).

vas en capital o insumos transables verán que su rentabilidad se modifica en menor proporción ante movimientos de la cotización de la moneda.<sup>14</sup> Para dejar claro el mecanismo es necesario especificar la tasa de rentabilidad bruta  $r_{i,t}$ .

Se define al tipo de cambio real ( $q_t$ ) como el precio relativo entre transables ( $P_t^T$ ) y no transables ( $P_t^N$ ), y se asume que las firmas no transables producen bajo competencia imperfecta. Esto implica que el sector no transable fija su precio como un mark-up ( $\mu_i$ ) -que asumo constante- sobre los costos unitarios. A partir de aquí, todas las variables se refieren a una firma transable del sector  $i$ , en el período  $t$ , salvo el sector no transable que se asume como único. Hasta nuevo aviso se omiten los sub-índices indicativos para ahorrar excesiva notación innecesaria.

$$q = \frac{P^T}{P^N} \quad (6)$$

$$P^N = (1 + \mu) \frac{W}{y_N} \quad (7)$$

Donde  $W$  representa el salario nominal,  $y_N$  es la productividad por trabajador en el sector no transable y  $\mu$  un mark-up constante. Utilizando la ecuación 6 y 7 se desprende una relación inversa entre  $q$  y el poder de compra de los salarios en términos de bienes transables.

$$\frac{W}{P^T} = \frac{y^N}{(1 + \mu)} q^{-1} = w_N q^{-1} \quad (8)$$

Se define a  $w_N$  como el salario en términos del bien no transable, i.e.  $w_N \equiv W/P^N \equiv y_N/(1 + \mu)$ . Presentamos a continuación la tasa de rentabilidad de una firma representativa del sector transable ( $r$ )<sup>15</sup>:

$$r = \frac{P_T Y_T (1 + s - t) - W L_T - P_N X_N - \sum_{j=1}^M P_j X_j - iD}{P_T K_T} \quad (9)$$

Donde  $s$  representa un subsidio por unidad de producto,  $t$  es un impuesto ad-valorem,  $L_T$  es la mano de obra empleada,  $X_N$  es la cantidad de insumos no transables utilizados,  $X_j$  representa otros insumos transables con su respectivo precio  $P_j$ ,  $i$  es la tasa de interés que paga la firma por las deudas contraídas  $D$ , y  $K_T$  es el stock de capital. Se asume por simplicidad coeficientes fijos en la función de

<sup>14</sup>Este hecho se verá potenciado por el grado de complementariedad o posibilidad de sustitución que haya entre capital importado y trabajo. En este sentido, Kaiser y Siegenthaler (2016) muestran utilizando un panel de firmas suizas que movimientos de tipo de cambio afectan de forma diferencial al trabajo calificado y no calificado. A los últimos, la apreciación genera un costo en el empleo debido a que son más fácil reemplazables por capital importado.

<sup>15</sup>Siendo  $P_T Y_T = W L_T + r P_T K_T + C(\cdot)$ , la rentabilidad de la firma  $r$  se deduce como la tasa de retorno por capital.  $C(\cdot)$  representa al resto de los costos nominales explicitados en la ecuación.

producción ( $Y_T = \min(a_K K_T; a_{L_T} L_T)$ ), y se utiliza las ecuaciones 8 y 9 para obtener la ecuación 10.

$$r = a_K [1 + s - t - \left( \frac{w_N}{y_T} + x_N \right) q^{-1} - \sum_{j=1}^M \rho_j x_j - id] \quad (10)$$

En esta especificación  $a_K$  es el ratio de capital-producto de la función de producción,  $y_T$  es la producción transable por trabajador,  $x_N$  es el ratio de insumos no transables por producto,  $x_j$  es el ratio del resto de los insumos transables por producto,  $\rho_j$  es el precio relativo entre el insumo  $j$  y el bien transable producido (incluyendo aranceles de importación), y  $d$  el ratio de deuda por flujo de ingresos.<sup>16</sup>

De esta forma, la ecuación 10 denota que la rentabilidad transable puede ser incrementada con los instrumentos típicos de la política industrial, pero también -y en relación a nuestro argumento- que depende, positivamente, del tipo de cambio real. Es implica que una mayor nivel de TCR incrementará la rentabilidad de esperada de las firmas transables, incentivando la inversión y pago de costos hundidos. Sin embargo, el efecto del tipo de cambio real será mayor si en el sector transable  $j$  respecto al transable  $i$  cuanto mayor (menor) es  $L_j/Y_j$  ( $y_T$ ). Es decir, cuanto más intensivo es en el uso de mano de obra y otros insumos no transables.

$$\frac{\partial r_{j,t}}{\partial q_t} > \frac{\partial r_{i,t}}{\partial q_t} \quad \text{si} \quad \frac{L_j}{Y_j} + x_{j,N} > \frac{L_i}{Y_i} + x_{i,N} \quad (11)$$

Este canal se encuentra en línea al propuesto por Dao *et al.* (2021), donde se argumenta que el TCR tiene un impacto positivo en las firmas transables intensivas en mano de obra que se potencia en los países con bajo desarrollo del sistema financiero. Los autores desarrollan un modelo de economía pequeña y abierta con un sector transable y otro no transable sujetos a fricciones financieras, donde las firmas tienen limitado su financiamiento al apalancamiento y, por lo tanto, la inversión de la firma está parcialmente determinada por la posibilidad de acceder a fondos internos/proprios. La depreciación disminuye los costos laborales en términos del bien transable, incrementa la rentabilidad del sector transable, libera ahorros y aumenta la posibilidad de financiarse con fondos propios (Dao *et al.*, 2021). Estos efectos se potencian a mayor nivel de intensidad laboral de cada firma y cuanto más restringida se encuentre la posibilidad de acceder a financiamiento externo.

En nuestra especificación, la restricción al crédito no se incorpora al modelo de forma explícita pero el mecanismo por el cual actúa el TCR es similar, ya que se debe al incremento en la rentabilidad

<sup>16</sup>Las ecuaciones descritas no constituyen un modelo de equilibrio general pero sirven para motivar el ejercicio empírico. Particularmente relevante es el ajuste y determinación del salario nominal. Una forma creíble de modelarlo es a través de un proceso de negociación entre trabajadores y empresarios en función del poder de mercado relativo, arreglos institucionales y la esperanza de un índice de precios compuestos por transables y no transables. Esta estrategia la sigue, por ejemplo, Rapetti (2013); Frenkel y Ros (2006); Razmi (2019), entre otros.

del sector transable. La suba del TCR impactará no solo en la decisión estática, si no también en la decisión del pago de costos hundidos que figura en la ecuación 5. Esto último, sin embargo, será particularmente relevante cuanto más duradero o permanente se considere el cambio en el nivel del tipo de cambio real. Es decir, una política de TCRCE será más efectiva para estimular las actividades transables que hagan un uso más intensivo de mano de obra (i.e., un menor  $y_T$ ) y de otros insumos no transables (i.e., un mayor nivel de  $x_N$ ). Dado la falta de información sobre el uso de insumos no transables, se crea entonces un Índice de Sensibilidad al tipo de cambio real ( $IS$ ) basado en el grado de intensidad laboral de las actividades productivas. Este se usará para evaluar esta hipótesis en las siguientes secciones:

$$IS_j = \left( \frac{L_j}{Y_j} \right) \quad (12)$$

En suma, utilizando la ecuación 10, en conjunto con las 3 y 5, se desprende que aquellos sectores intensivos en la utilización de insumos y factores productivos no transables tendrán una mayor sensibilidad al impacto del TCR. Esto ocurrirá tanto en el plano estático (ecuación 4), como en el dinámico (ecuación 5) aunque se espera que este último sea el responsable de los saltos exportadores. De esta forma queda justificado porque el período de tipo de cambio competitivo y estable es un buen experimento natural para cuantificar el rol del TCR en el desarrollo exportador y, adicionalmente, porque se espera que exista heterogeneidad de respuesta en los distintos sectores productivos. Esta característica de corte transversal será lo que nos permita identificar su impacto.

### 3. Saltos exportadores: definición de la variable dependiente

En esta sección construimos la variable independiente a analizar. El objetivo es cuantificar aquellos desempeños exportadores que muestren un claro despegue en los niveles exportados y aceleración de su tasa de crecimiento para que pueda ser catalogado como una expansión de la capacidad exportadora del sector. Es decir, capturar aquellos episodios donde las firmas pertenecientes a un sector invierten y expanden su oferta pagando costos hundidos y/o abriendo nuevos mercados. En términos del modelo propuesto en las secciones anteriores, se procura capturar el margen dinámico del efecto cambiario y no los cambios marginales de las exportaciones que no implican una expansión de la capacidad instalada (ver ecuación 1). Este interés y el canal teórico por el cual actuaría el tipo de cambio, nos marca la necesidad de evaluar períodos prolongados de tiempo que permiten materializar las nuevas inversiones y desarrollos productivos. A tal fin, se replica el algoritmo propuesto por Palazzo y Rapetti (2017) para el estudio de episodios de saltos exportadores sectoriales en Argentina, quienes adaptan la metodología propuesta por Freund y Pierola (2012). Dos son las principales diferencias con Freund y Pierola (2012): (1) el foco principal es un periodo específico de 6 años que

comprende desde 2003 a 2008, en vez de 7 años propuestos por las autoras; (2) en vez de centrarse en el comportamiento agregado de las manufacturas, se analizan 758 productos exportados en Argentina que abarca tanto manufacturas como bienes primarios.

Se considera que un sector experimentó un salto exportador en el período de 6 años que va, por ejemplo, desde 2003 a 2008, si satisface simultáneamente los siguientes requerimientos:

1. Fuerte crecimientos de las exportaciones. Las exportaciones argentinas del producto *j* entre 2003 y 2008 deben haber crecido a una tasa anual de al menos un 33 % superior que la tasa de crecimiento de largo plazo de las exportaciones mundiales del producto *j*. El crecimiento de largo plazo ha sido definido como la tasa promedio de crecimiento durante un período de 20 años que dista desde 1996 a 2015. El umbral del 33 % es el mismo que emplearon Freund y Pierola (2012).
2. Aceleración de la tasa de crecimiento. Se considera una aceleración de la tasa de crecimiento del producto *j* entre 2003 y 2008 si su tasa de crecimiento promedio anual fue al menos un 33 % superior y se situó 3 puntos porcentuales (p.p.) por encima de la tasa de crecimiento promedio del periodo comparable anterior de 6 años (en este caso, 1996-2001). Se toma 2001 como final del período previo debido a que es probable que las exportaciones hayan tenido un peor desempeño durante el 2002 como consecuencia de la severa crisis económica y financiera que sufrió el país. La diferencia de 3 p.p. es idéntica a la requerida por Freund y Pierola (2012) y tiene el objetivo de evitar aceleraciones del crecimiento exportador que partan de tasas de crecimiento muy pequeñas o negativas.
3. Crecimiento acumulado positivo. La tasa de crecimiento se debe plasmar en un resultado acumulado positivo respecto al período anterior. A tal fin se requiere que las exportaciones acumuladas del período se encuentren al menos en un 20 % por encima del monto acumulado durante el período anterior. Este 20 % surge de acumular un diferencial de 3 p.p. durante 6 años de duración del episodio, siguiendo el umbral del requerimiento anterior.<sup>17</sup>
4. El salto exportador no es una recuperación. Esto requiere que el punto máximo de las exportaciones del producto *j* al final del período de TCRCE sea al menos un 60 % mayor que las exportaciones al final del periodo anterior. El umbral del 60 % representa el crecimiento acumulado de las exportaciones mundiales de bienes entre 2000 y 2008. Este umbral requiere que el nivel de exportaciones del producto *j* supere, al final del periodo, el nivel que hubiese alcanzado si no se hubiese visto interrumpido su crecimiento en ningún momento y hubiese seguido la tendencia mundial agregada. Debido a que 2008 incluye el inicio de la crisis financiera global, consideramos un punto final más amplio, permitiendo que el valor máximo se tome entre 2007 y 2008. De forma similar, debido a la crisis económica local de 2002, para el valor máximo final del período anterior se toma de cualquiera de los tres años que van entre 1999-2001.

---

<sup>17</sup>De no exigir este requisito, podría ocurrir que niveles altos en los volúmenes exportadores del período anterior, impliquen un mayor volumen exportado del período y aun así encontrar un salto exportador. Para tal evento se necesitaría una caída inicial fuerte y rápido crecimiento posterior. Esta condición complementa el requisito de que el salto exportador no sea una recuperación.

5. El crecimiento de las exportaciones no está explicado por la demanda global. Este requerimiento establece que las exportaciones del producto  $j$  debieron crecer entre 2003 y 2008 a una tasa anual promedio mayor a la de las exportaciones mundiales de  $j$ . Esto garantiza que el salto exportador de las exportaciones argentinas de  $j$  no fue producto de un fenómeno externo —mayor demanda global— sino de un factor doméstico que propició una ganancia de las exportaciones argentinas en el mercado global.

Estos cinco requerimientos pueden ser resumidos y formalizados de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{R.1} \quad & x_j^{A,t} \geq (1 + 1/3)x_j^{W,t^*} \\
 \mathbf{R.2} \quad & x_j^{A,t} \geq (1 + 1/3)x_j^{A,t-1} \quad y \quad x_j^{A,t} - x_j^{A,t-1} \geq 3\% \\
 \mathbf{R.3} \quad & XA_j^{A,t} \geq (1, 2)XA_j^{A,t-1} \\
 \mathbf{R.4} \quad & Max[X_j^{A,07}, X_j^{A,08}] \geq 1,6Max[X_j^{A,99}, X_j^{A,01}] \\
 \mathbf{R.5} \quad & x_j^{A,t} > x_j^{W,t}
 \end{aligned}$$

Donde  $j$  representa al sector de exportación a 4 dígitos del CUCI,  $x$  es la tasa de crecimiento promedio de las exportaciones en dólares constantes,  $A$  refiere a Argentina mientras que  $W$  al mundo,  $t$  representa el período 2003-2008,  $t-1$  el período previo que corre desde 1996-2001,  $t^*$  el período desde 1996-2015,  $XA$  es el nivel acumulado en dólares constantes y  $X$  es el nivel de exportaciones a valores constantes.

Los datos de comercio internacional utilizados para el ejercicio base provienen de COMTRADE. Se utiliza la Clasificación Uniforme de Comercio Internacional (CUCI), revisión 2, a 4 dígitos de desagregación. Para el cálculo de los volúmenes exportados se calculan índices de precios propios, basándonos en la metodología realizada por Fares *et al.* (2018), quienes replican la utilizada por Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) a 2 y 4 dígitos de desagregación a partir del año 1996. Sin embargo, como principal alternativa a la estimación propia se utilizan los datos provistos por Feenstra y Romalis (2014) para mostrar que los resultados principales se mantienen invariantes a la utilización de índices de precios distintos. Los autores calculan índices ajustados por calidad a 4 dígitos del CUCI revisión 2 para los años 1984 a 2011.

Los principales resultados que arroja este algoritmo se pueden resumir de la siguiente manera. En términos económicos, los sectores con saltos exportadores durante el período 2003-2008 representan 14.6 % (17 %) de las exportaciones de bienes del período medidas en dólares corrientes (constantes), lo que implica un 3 % del PIB promedio del período. La aceleración de las exportaciones de estos sectores respecto al período 1996-2001 aportan un 1.21 % al PIB anual medido en dólares corrientes. El período 2003-2008 muestra un incremento del 39.5 % en número de sectores con saltos exportadores respecto al máximo anterior de la serie (período 1994-1999), alcanzando 120 sectores en comparación de los 86 con saltos del pico anterior.

Para visualizar la heterogeneidad sectorial y relevancia del TCRCE en la probabilidad de saltos, el gráfico 1 muestra el porcentaje de productos con saltos exportadores en relación al total y por cada categoría de Lall en ventanas móviles de 6 años.<sup>18</sup> El eje vertical indica el ratio de productos con saltos exportadores, mientras que el eje horizontal marca el año de inicio de la ventana de 6 años en la cual se identifican los saltos. A modo de ejemplo y para clarificar, el valor reportado para el año 1986 en el panel (a) indica que 12.2 % de los productos exportados experimentaron un salto durante el periodo de 6 años que va de 1986 a 1991. El período con que se compara dichos saltos es el que va desde 1980 a 1985. El año de 2003 se corresponde con el inicio del período de TCRCE (2003-2008) y se marca con una línea roja vertical. El período anterior que no incluye ningún año del período de TCRCE es el que comienza en 1996, e incluye los años 1996-2001. A partir de 1997, los períodos van incorporando progresivamente años posteriores a salida de la Convertibilidad, por lo cual es lógico esperar una trayectoria ascendente en la proporción de saltos. El último período del análisis es aquel que se inicia en 2010 y termina en 2015. Este período es de una creciente apreciación cambiaria, controles de cambios y medidas para-arancelarias para las importaciones.<sup>19</sup> Finalmente, se computan los intervalos de confianza al 90 % a través de un ejercicio de regresión de mínimos cuadrados ordinarios con efecto fijos por año.

El panel 1a marca, en primer lugar, que la probabilidad de ocurrencia de saltos exportadores es, históricamente, baja en el período temporal analizado (1980-2015). La probabilidad no condicional de ocurrencia de un salto exportador es de 8.9 % y está señalada con la línea horizontal. Esta baja probabilidad de ocurrencia indica que la metodología de detección es exigente y, efectivamente, captura el desarrollo o despegue de sectores exportadores y no cambios marginales en sus exportaciones.

Durante el período de tipo de cambio competitivo y estable (TCRCE) hubo una proporción relativamente alta de productos que experimentaron saltos exportadores. Esto ocurrió a nivel agregado y en cada uno de las categorías de Lall. El desempeño exportador durante el período 2003-08 —medido en proporción de productos con saltos exportadores— se destaca especialmente cuando se la compara con el periodo previo y posterior, correspondientes en las gráficas con los años 1996 y 2010. En el agregado de productos la proporción de sectores que experimentaron saltos durante el sexenio 2003-2008 (16.4 %) es un máximo global de todo el período para el cual se tiene datos disponibles.

El gráfico muestra otros dos máximos locales con proporciones de saltos similares entre ellos pero por debajo del período de TCRCE. Estos se corresponden con los años 1986-1991 y 1994-1999. El primero de estos acumula una proporción de 12 % (83 sectores) y coincide con el año de inicio de saltos exportadores en manufacturas agregadas que detectaron Freund y Pierola (2012) para Argentina. El segundo período se corresponde con los años 1994-1999 y concuerda con el período de implementación del MERCOSUR y apreciación del Real de Brasil, donde Argentina tuvo un fuerte

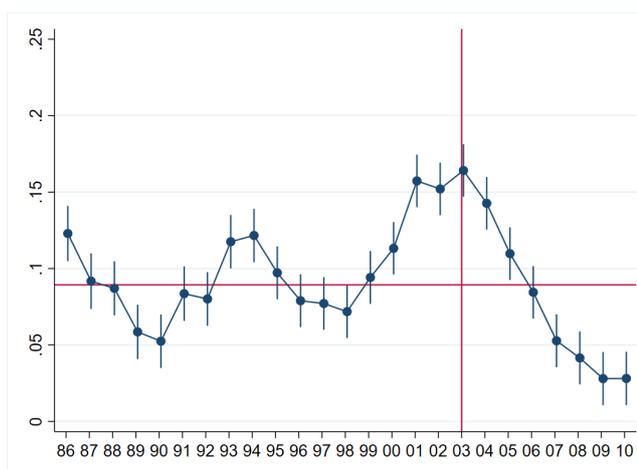
---

<sup>18</sup>Las categorías de Lall se corresponden con bienes primarios, manufacturas basadas en RRNN y manufacturas según su intensidad tecnológica.

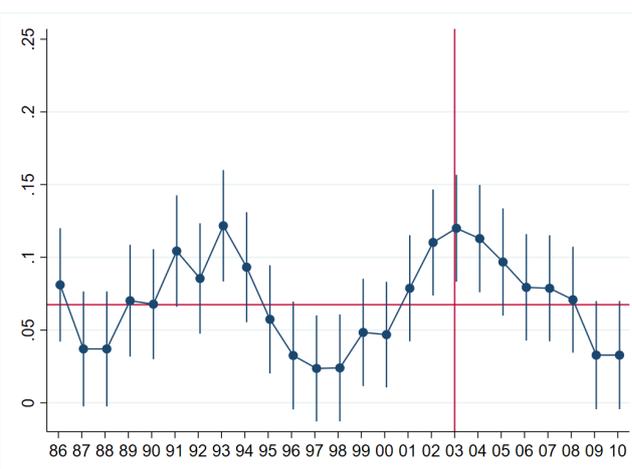
<sup>19</sup>Ver Bernini y García-Lembergman (2020) para un estudio del impacto de los controles sobre las importaciones a través de licencias no automáticas en el desempeño exportador.

dinamismo exportador. En este sexenio 86 sectores lograron el despegue de sus exportaciones, lo que se corresponde con una proporción de 12.1 % del total y es estadísticamente distinto de la probabilidad no condicional de saltos exportadores.

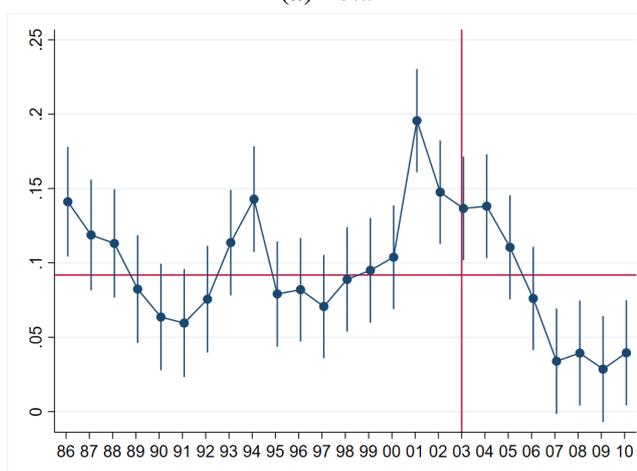
**Figura 1: Proporción de productos con salto exportador**



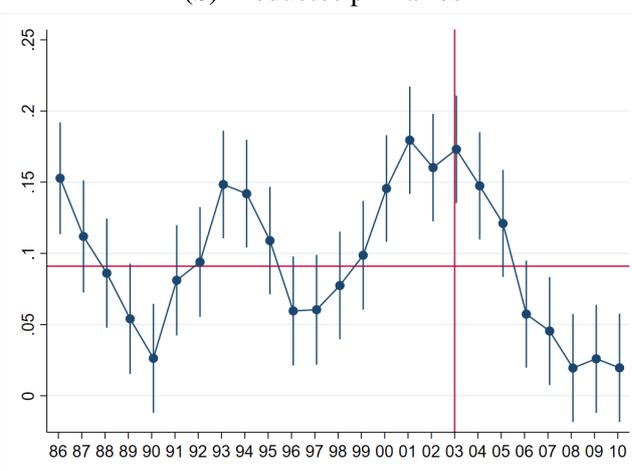
**(a) Total**



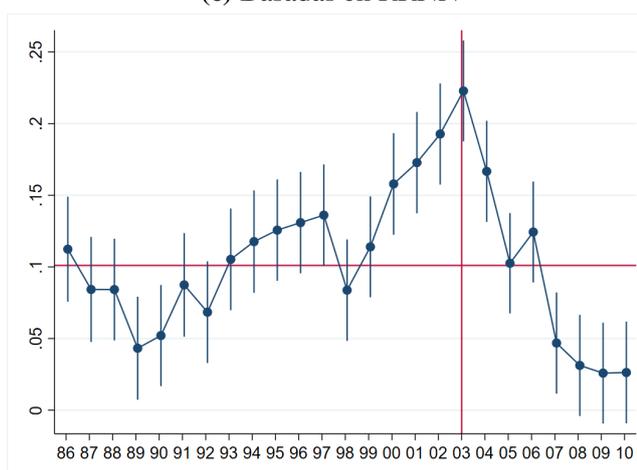
**(b) Productos primarios**



**(c) Basadas en RRNN**



**(d) Baja tecnología**



**(e) Media tecnología**



**(f) Alta tecnología**

Fuente: Elaboración propia en base a datos de COMTRADE. Intervalos de confianza 90 %. La línea vertical corresponde al año 2003. La horizontal marca la probabilidad no condicional del período.

El desempeño por tipo de productos y contenido tecnológico muestra un comportamiento similar al agregado con algunas pequeñas diferencias interesantes. Todas las categorías muestran el pico alrededor del año 2003 y máximos locales menores en torno al período 1994. No obstante, es interesante remarcar algunas diferencias entre el período 1994-1999 y 2003-2008. El período 2003-2008 se destaca porque todos los sectores muestran un comportamiento superior a la probabilidad no condicional. Esto se condice con el carácter horizontal de una política cambiaria que beneficia al sector transable. Sin embargo, también es cierto que se observa un comportamiento más dinámico en los sectores de baja y media intensidad tecnológica en cuanto al crecimiento de la proporción de saltos durante el período TCRCE, lo cual podría estar relacionado con una mayor preponderancia de los costos laborales en dichos sectores.<sup>20</sup> Por su parte, en el período 1994-1999 no se observa que todos los sectores hayan mostrado una mayor probabilidad de saltos respecto al promedio histórico. De hecho, tanto los sectores de media como de alta intensidad tecnológica muestran un desempeño que no supera a la probabilidad no condicionada de la categoría, mientras que los mejores desempeños se observan en productos primarios, manufacturas basadas en recursos naturales y manufacturas de baja intensidad tecnológica.

En esta línea, vale la pena remarcar que los contrastes son aun más notable entre categorías de análisis si se utiliza la clasificación de Rauch (1999) que enfatiza los distintos grados de diferenciación de productos.<sup>21</sup> El gráfico 6 del apéndice muestra que la mayor proporción de saltos ocurre en productos diferenciados durante 2003-2008, mientras que en el pico de 1994-1999 el mayor dinamismo ocurre en sectores con menor grado de diferenciación y precios de referencia mundiales. Este hecho resulta relevante ya que se puede argumentar que lo necesario para que una estrategia exportadora mejore las perspectivas de crecimiento económico se deben desarrollar productos diferenciados, en contraposición a productos homogéneos o semi-estandarizados (con precios de referencia) (Hallak y Marín, 2018). Este argumento se encuentra en línea con quienes sostienen que no sólo importa aumentar el nivel de las exportaciones, sino especializarse en aquellas que se han especializado los países de ingresos altos (Hausmann *et al.*, 2007), en los se mantiene mayor poder de mercado (Rauch, 1999) y/o en productos de nicho (Bernini *et al.*, 2018).

Por último, en el apéndice, se muestra y se discute que la dinámica temporal de la proporción de saltos exportadores es robusta a distintas especificaciones en el algoritmo de detección. En concreto, se muestra que los máximos históricos ocurridos en 2003-2008 y la heterogeneidad sectorial se mantiene intacta si se utilizan los índices de precios propuestos por Feenstra y Romalis (2014) para deflactar los valores exportados, como también si se elimina a Brasil como destino de las exportaciones durante toda la muestra. Esto último robustece el argumento de que el algoritmo de detección de

---

<sup>20</sup>Estos resultados se encuentran en línea a los encontrados por Katz y Bernat (2012), donde se afirma que el TCRCE implicó un efecto favorable para las industrias de medio y bajo nivel tecnológico en el período de análisis.

<sup>21</sup>Bernini *et al.* (2018) establecen una clasificación sobre bienes específica para Argentina que se nutre de estadísticas a 12 dígitos de desagregación. Sin embargo, utilizar dichos datos restringiría la cobertura temporal del análisis y, más importante, haría imposible la detección de saltos dado que no se dispondría de datos del mismo nivel de desagregación para el resto del mundo.

saltos logra capturar fenómenos de expansión de la oferta y no un incremento por un tirón de demanda externa.

### 3.0.a. Bases de datos: Intensidad laboral y categorías de Lall

Lo interesante de trabajar con la clasificación de Lall (2000) en los resultados descriptivos es que las cinco categorías utilizadas tienen diferencias en cuanto al grado de intensidad laboral. Más aun, las categorías muestran diferencias significativas en términos del grado de competitividad inicial de los sectores -medido según sus ventajas comparativas reveladas-, así como también heterogeneidad dentro de las categorías. Esta heterogeneidad en cuanto al grado de intensidad laboral pero también su competitividad inicial es útil para identificar los efectos del TCR según el marco conceptual planteado en una gama de realidad distintas.

En el gráfico 2 mostramos la densidad de Kernell del logaritmo de la intensidad laboral (panel a) y de las ventajas comparativas reveladas (VCR) (panel b). Las VCR son las correspondientes al año 1996, elegido por ser el primer año del período de 6 años previo (1996-2001) que se utilizan para evaluar los saltos exportadores del sexenio de principal interés (2003-2008).<sup>22</sup> Por su parte, la intensidad laboral se encuentra aproximada por el número de trabajadores respecto al valor bruto de producción en millones de pesos de 2004, en las industrias argentinas a 4 dígitos de desagregación del CIIU.<sup>23</sup> El único año para el cual se cuenta con información a este nivel de desagregación es el año 2004 y este es utilizado a lo largo del trabajo para evaluar los efectos de corte transversal. Este indicador, sin embargo, es similar al utilizado por Dao *et al.* (2021) para evaluar el efecto del TCR sobre las firmas transables intensivas en el uso del factor trabajo. En concreto, si bien los autores focalizan su análisis sobre una base de datos de 25.416 firmas de 66 países, no cuentan con un indicador a nivel firma-país y aproximan la intensidad laboral con la participación del trabajo para el período 2000-2011 a 3 dígitos de NAICS de las firmas de Estados Unidos. Los autores argumentan que estos datos les permite explotar la variación en la participación del trabajo a lo largo de los sectores que dependen de la tecnología y características del producto y no se deben a decisiones de inversión y contratación de las firmas que dependen en sí mismo de los shocks de rentabilidad idiosincráticos y regímenes impositivos (Dao *et al.*, 2021).

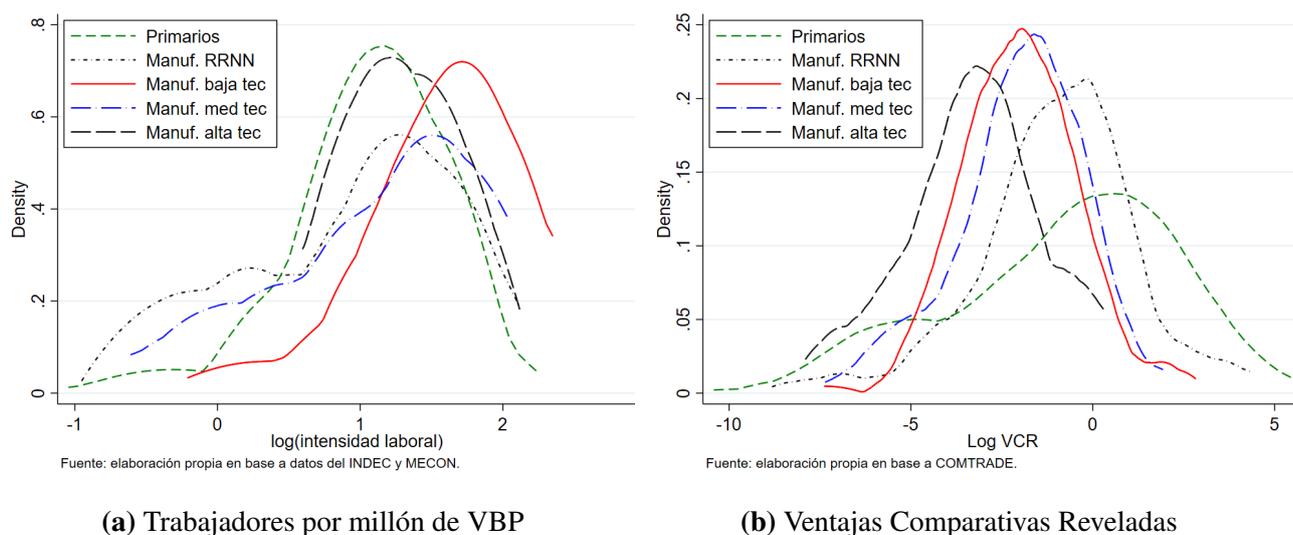
El panel (a) deja en claro que las manufacturas de baja intensidad tecnológica son las que poseen una distribución con mayor sesgo hacia la derecha, indicando un predominio de sectores con mayor intensidad laboral. Media intensidad tecnológica ocupa el siguiente lugar en términos de utilización

---

<sup>22</sup>Adicionalmente, el año 1996 es el utilizado como base para el armado de índices de precios de exportación.

<sup>23</sup>La información surge de cruzar valores a 4 dígitos de desagregación del CIIU reportados por el ministerio de trabajo de empleo formal y valor bruto agregado en millones de pesos constantes reportados por el INDEC. Luego se realiza la correspondencia de la clasificación CIIU a CUCI para adaptar la información a sectores exportadores. No obstante, la clasificación CIIU muestra un nivel de desagregación menor que la CUCI rev. 2. En total cuenta con 301 categorías y se reducen a 152 para sectores transables. Esto es una clara debilidad los datos utilizados para el análisis.

**Figura 2:** Densidad de Kernell: Intensidad laboral y VCR por categoría de Lall



de mano de obra si utilizamos la media como referencia. Mientras que el promedio de baja intensidad tecnológica alcanza 5.54 trabajadores por millón de VBP, el promedio en media intensidad es de 3.9. Les siguen alta intensidad tecnológica (3.7), productos primarios y manufacturas basadas en RRNN con 3.15 y 3.1 respectivamente. Se observa además heterogeneidad dentro de cada categoría que nos será de utilidad para la especificación econométrica, ya que podremos controlar por tipo de producto (categorías de Lall). Este indicador de intensidad laboral será el Índice de Sensibilidad ( $IS_j$ ) para evaluar la heterogeneidad del impacto del tipo de cambio real.

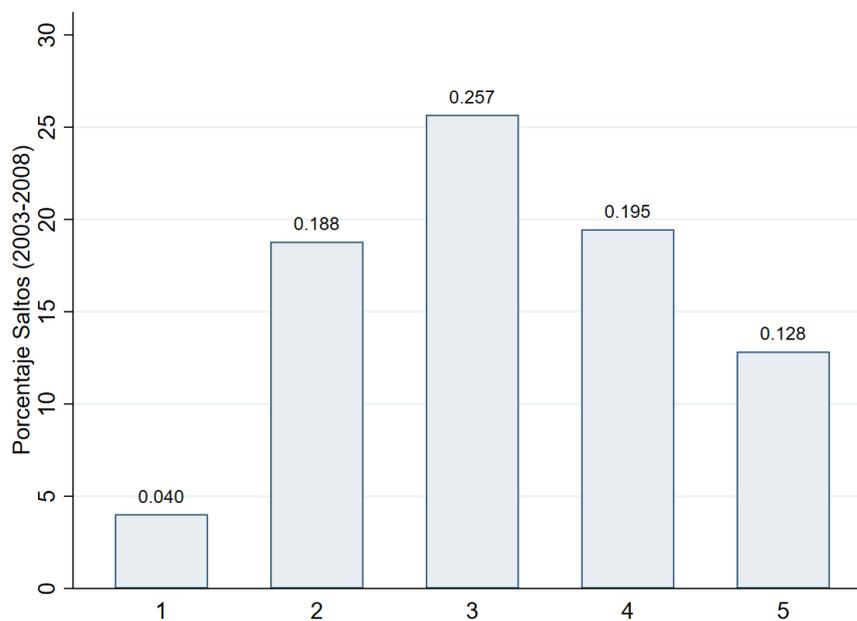
En cuanto al grado de competitividad inicial, es claro que mientras las de mayores VCR se encuentran en productos primarios y manufacturas basadas en recursos naturales, en el extremo opuesto se ubican los bienes de alta intensidad tecnológica. No es obvio, sin embargo, que el impacto cambiario deba ser lineal según el grado de VCR. Por un lado, es esperable que sectores con muy bajo nivel de competitividad inicial, el incentivo cambiario no logre una masa crítica de firmas que supere la productividad necesaria para competir internacionalmente. Por otro lado, y sobre todo, dado que en Argentina son los productos primarios quienes exhiben una distribución sesgada hacia la derecha, tampoco se espera una fuerte respuesta al incentivo cambiario de los sectores ya competitivos. En este tipo de productos la frontera agrícola es un limitante natural en la expansión de la producción.<sup>24</sup> Sin embargo, incluso en las manufacturas, se presume que los sectores que se ubican en la frontera tecnológica ya han adoptado la tecnología internacional y son sectores maduros en donde es más difícil una expansión acelerada. En los sectores con capacidades medias, en cambio, hay margen para incrementar la producción mediante la adopción de tecnología y *catch-up* productivo. Entonces,

<sup>24</sup>Es posible argumentar que la expansión de tierras tenga un efecto marginal menor en el monto agregado del exportación de cada producto, impidiendo explicar un salto exportador en un país que ya explota este recurso de forma competitiva. La incorporación de tecnología, por su parte, ha sido vital pero el desarrollo tecnológico ha ocurrido previo al período de análisis, con la incorporación de semillas genéticamente modificadas y la técnica de siembra directa (Bisang, 2007)

como hipótesis inicial se espera que los productos lejos de la frontera (alta intensidad tecnológica) tengan más inconvenientes en realizar un salto exportador, pero también que los productos de alto nivel de VCR encuentren límites en la aceleración de sus exportaciones por estar en una zona de rendimientos decrecientes a escala. Así las mayores ganancias se deberían concentrar en los productos de capacidades competitivas intermedias, intensivos en mano de obra.<sup>25</sup>

Esta hipótesis, a priori, tiene sustento si se observa la proporción de productos con saltos exportadores por quintil de VCR (Gráfico 3). Mientras que aquellos sectores con menores VCR muestran una menor proporción de saltos (4 %), lo mismo ocurre con aquellos sectores con mayores VCR (12.8 %). El máximo de saltos exportadores ocurre, justamente, en el tercero (25.7 %), seguidos por el cuarto y segundo quintil (entorno al 19 % en ambos casos). Controlar por este hecho es relevante, ya que podría coincidir que los sectores intensivos en mano de obra se ubiquen el quintil de mayor proporción de saltos y que la correlación entre intensidad laboral y probabilidad de saltos sea espuria. Bahar *et al.* (2019), por ejemplo, controla por el nivel inicial de VCR para evaluar los determinantes de despegues exportadores.

**Figura 3:** Porcentaje de Saltos exportadores (2003-2008) por Quintil de VCR



Fuente: Elaboración propia en base a datos de COMTRADE

Para los ejercicios de regresión, el resto de las variables utilizadas como variables de control provienen del INDEC, Ministerio de Economía, Encuesta Permanente de Hogares, Fondo Monetario

<sup>25</sup>Das *et al.* (2007) propone una hipótesis relevante a evaluar. Estos argumentan que la respuesta a la variación cambiaria depende de la densidad de firmas que se ubican en torno del umbral necesario para que la actividad de exportación sea rentable. Ellos encuentran heterogeneidad entre los sectores analizados. La hipótesis interesante a evaluar sería si esa densidad depende de los niveles de VCR de cada sector. Bernard *et al.* (2007) da argumentos para pensar que este puede ser el caso, dado que los umbrales son heterogéneos según las dotaciones factoriales.

Internacional, Banco Mundial, Ellison *et al.* (2010) y Greenstone *et al.* (2010) para los índices de cercanía específicos y Growth-Lab-Harvard (2019) los datos referidos al espacio producto.

## **4. Determinantes de los saltos exportadores durante el sexenio 2003-2008**

Hasta aquí hemos argumentado sobre los beneficios esperados de un período en donde el tipo de cambio real se mantiene competitivo y estable. Por otro lado, hemos mostrado que el pico de sectores con saltos exportadores ocurrió durante dicho sexenio. Para entender y analizar el rol del tipo de cambio real en dicha dinámica utilizaremos el canal teórico explicitado en las secciones previas, donde se argumentó que el TCR favorece especialmente a los sectores intensivos en mano de obra. De esta forma, no sólo podremos aportar evidencia para argumentar que el TCRCE fue facilitador de la ocurrencia de saltos, sino también explicar su heterogeneidad sectorial.

Por lo tanto, en esta sección evaluamos el rol de la intensidad laboral en la probabilidad de que en un sector haya ocurrido un salto exportador durante el sexenio 2003-2008. Los datos utilizados para el análisis del impacto de la intensidad laboral son los mismos que los utilizados en el gráfico 2 y se corresponden a la división del número de trabajadores sobre el valor bruto de producción en millones de pesos del año 2004 por sector a 4 dígitos del CIIU. Este indicador es una proxy de la variable  $1/y_T$  y constituye el Índice de Sensibilidad (*IS*). Se espera que a mayor nivel de la variable, mayor sea la probabilidad de un salto exportador en un período de TCRCE. Siguiendo a Bahar *et al.* (2019), se realiza la correspondencia del CIIU a 4 dígitos con la clasificación CUCI a 4 dígitos rev. 2 para compatibilizarlo con la desagregación del indicador de saltos exportadores. La proxy de la intensidad laboral se mantiene fija para no captar problemas de endogeneidad, aunque idealmente se quisiera utilizar un año fuera del período del episodio. No obstante, si bien 2004 es el único año con el que se cuenta datos a este nivel de desagregación, datos a 2 dígitos de desagregación denotan estabilidad a lo largo del tiempo. La tabla 6 en el apéndice muestra estadísticas descriptivas de las principales variables que se utilizarán a lo largo del trabajo.

El abrupto cambio de precios relativos ocurrido en el año 2002 y su estabilidad posterior es una buena oportunidad para observar los efectos de la política cambiaria en la canasta exportadora. Es posible argumentar que la devaluación fue una variación exógena respecto a las decisiones a nivel sectorial y, en particular, de la intensidad laboral de cada sector. La devaluación y nuevo régimen cambiario era difícil de anticipar durante los años previos como para justificar que las firmas podrían haber tenido un comportamiento anticipado que cuestione la causalidad. El régimen de caja de conversión previo estaba establecido por ley y su fin implicaba la ruptura de contratos que hacían difícil

estipular una fecha concreta de salida y aumentaba las perspectivas de su permanencia en el tiempo.<sup>26</sup>

Este supuesto no es inusual en la literatura relevante. Ekholm *et al.* (2012) y Alfaro *et al.* (2018), por ejemplo, argumentan que movimientos del tipo de cambio nominal son difícil de predecir y exógenos a las decisiones de las exportaciones de las firmas, de las importaciones o de las actividades de innovación. En todo caso, de existir endogeneidad, la causalidad inversa podría ir desde un mal desempeño exportador hacia una mayor depreciación de la moneda. El signo del sesgo sería negativo y la estimación del impacto del episodio sería un límite inferior. Sin embargo, nuestro evento no es solo la devaluación, sino su duración (2003-2008) y, por ende, existen distintas variables -en ocasiones inobservables- que son necesarias controlar a lo largo del período. Este hecho implica que el argumento sobre exogeneidad de la devaluación inicial pierde fuerza para una identificación causal. Por este motivo, se interpretan los resultados como correlaciones sugerentes de efectos esperados.

Se plantea el siguiente modelo de regresión para una primera aproximación al problema. El objetivo es entender el rol de la intensidad laboral, controlando por características inobservables de las categorías de Lall y el nivel de competitividad inicial:

$$y_i^{0308} = \theta_0 + \sum_{j=1}^5 \theta_j D.Lall_i + \gamma IS_i + \rho VCR_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad (13)$$

Donde  $y_i^{0308}$  es una variable que toma valores 0 y 1, marcando la ocurrencia de los 120 saltos exportadores detectados en el período 2003-2008.  $Lall_i$  es un variable categórica para cada producto  $i$  que identifica la pertenencia a uno de las cinco categorías principales de Lall.  $IS_i$  evalúa el impacto del logaritmo de la intensidad laboral, mientras que  $VCR_i$  se refiere a las ventajas comparativas reveladas en el año 1996. Esta variable fue estandarizada para tener media 0 y desvío estándar igual a 1, con el fin de facilitar la interpretación del coeficiente. El coeficiente de la intensidad laboral, no obstante, se interpreta como una elasticidad.  $X_i$  se refiere a una serie de controles que se agregarán en próximas regresiones.

El coeficiente de interés es  $\gamma$ , el cual acompaña al índice de sensibilidad al TCR. El TCR no aparece de forma explícita en la regresión. Sin embargo, se evalúa los episodios ocurridos en el momento de TCRCE en función del canal teórico esperado. La estrategia de identificación radica en la hetero-

---

<sup>26</sup>La prima de riesgo país podría ser considerado como una variable que permite analizar si la salida de la convertibilidad era esperada durante los años previos de la devaluación. Esta, ciertamente, tuvo un incremento en el año 1999 con la crisis financiera asiática y devaluación del real. Pero luego de alcanzar los 1100 puntos básicos, rápidamente retrocedió para estabilizarse en torno a 700 p.b. Argentina exhibía en ese entonces un EMBI por debajo del EMBI Global Composite en dicho período, mostrando un mejor desempeño financiero que el promedio de los emergentes. Esta situación solamente cambia a partir del año 2001, cuando la prima de riesgo se dispara hasta superar los 5000 p.b. Por otro lado, vale recordar que la deuda pública bruta, previo al momento de crisis, era menor al 44 % del PIB y no era un indicativo contundente de que la convertibilidad no era sostenible debido al resultado fiscal (Cosentino *et al.*, 2017). Por estos motivos se argumenta que el fin de la convertibilidad no fue anticipado hasta el año 2001 donde la prima de riesgo se dispara y el ratio de deuda se incrementa hasta 166 % con la devaluación debido a la preeminencia de deuda en dólares.

geneidad de la intensidad laboral de cada sector que, se argumenta, son exógenas al movimiento no anticipado del cambio brusco y duradero del TCR. Controlar por el tipo de producto y competitividad inicial sirve para descartar que de existir una correlación entre intensidad laboral y probabilidad de saltos sea consecuencia de características ajenas a la intensidad laboral. Mientras que las categorías de Lall son útiles para controlar inobservables por tipo de producto -por ejemplo, cambio tecnológico en el sector relacionado a los recursos naturales o aumento de la demanda de China-, el control del nivel inicial de VCR evita que el hallazgo se deba a que los sectores menos intensivos en mano de obra sean aquellos con menor probabilidad de salto exportador por ubicarse ya en terreno de rendimientos decrecientes a escala.

La tabla 1 muestra en las columnas (1-7) qué sucede ante la incorporación de las distintas variables de interés de forma secuencial. Se utilizan modelos de probabilidad lineal (OLS), a excepción de la columna 7 donde se estima un modelo Probit. En todos los casos los errores se calculan con 1000 repeticiones de *bootstrap*.

**Tabla 1:** Modelo lineal de probabilidad: Lall, Intensidad Laboral y Ventajas Comparativas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Salto	Salto	Salto	Salto	Salto	Salto	Salto
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Manuf RRNN	.0228 (.0342)	.0184 (.0385)	.0108 (.0429)	-.0003 (.0422)			-.0004 (.0476)
Manuf Baja	.0643* (.0389)	.0279 (.0455)	.0106 (.0473)	-.0008 (.0497)			.0002 (.0490)
Manuf Media	.1084*** (.0386)	.0950** (.0414)	.0789* (.0454)	.0673 (.0477)			.0653 (.0486)
Manuf Alta	.0481 (.0508)	.0209 (.0569)	.0011 (.0573)	.0444 (.0597)			.0531 (.0756)
Log Intlaboral		.0446** (.0174)	.0481** (.0192)	.0408** (.0199)	.0447** (.0187)	.0340* (.0195)	.0458* (.0252)
VCR 1996			-.0152** (.0064)		-.0194*** (.0062)		
Quintiles VCR1996=2				.1375*** (.0400)		.1376*** (.0394)	.1353*** (.0378)
Quintiles VCR1996=3				.2221*** (.0422)		.2184*** (.0412)	.2183*** (.0441)
Quintiles VCR1996=4				.1691*** (.0406)		.1639*** (.0398)	.1704*** (.0423)
Quintiles VCR1996=5				.1173*** (.0382)		.0965*** (.0349)	.1172*** (.0414)
Constant	.1034*** (.0246)	.0772** (.0330)	.0915** (.0395)	-.0258 (.0429)	.1223*** (.0228)	.0081 (.0259)	
Observaciones	773	707	679	679	679	686	679
R2	.012	.017	.018	.052	.011	.044	0.063
Modelo	ols	ols	ols	ols	ols	ols	Probit (dy/dy)
vcetype	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

En la columna 1 se utilizan las categorías de Lall y se encuentra que las únicas dos categorías con un impacto significativo por encima de la probabilidad base (productos primarios) durante el episodio de 2003-2008 son las manufacturas de bajo y medio contenido tecnológico. Este hecho se corresponde con la mayor presencia de saltos exportadores en estas categorías, enfatizado en la sección anterior. De forma interesante, cuando se incorpora el control por intensidad laboral (columna 2), la dummy de baja intensidad tecnológica pierde significancia estadística, mientras que el efecto de la intensidad

laboral es significativo y positivo. Un aumento del 1 % en la intensidad laboral del sector, le agrega 0.04 % de probabilidad de ocurrencia de un salto exportador. Si se incrementa la intensidad laboral en un desvío estándar respecto a la media, la probabilidad de salto aumentaría en 2.55 %. Dado que la probabilidad incondicional en el período 1980-2015 fue entorno a 9 %, el efecto diferencial es significativo estadística y económicamente.

Cuando se controla por las VCR de cada producto (columna 3), la categoría de medio contenido tecnológico disminuye su significancia y magnitud, mientras que el rol de la intensidad laboral se incrementa levemente y mantiene su significatividad estadística. Es interesante, sin embargo, que el coeficiente estimado del impacto de las VCR 1996 es negativo y significativo. Un aumento de un desvío estándar disminuye la probabilidad en 1.5 por ciento. Esto indicaría que a mayor nivel de competitividad inicial o madurez del sector es menos probable la ocurrencia de un salto exportador. Esto se encuentra en línea con la hipótesis esbozada anteriormente y se da a pesar de estar controlar por el tipo de producto aproximado por las categorías de Lall. Es decir, se sostiene aún teniendo en cuenta que en Argentina los productos primarios y manufacturas relacionadas son aquellos de mayores niveles de ventajas comparativas reveladas.

Con el objetivo de indagar en este resultado y como consecuencia de lo aprendido en el gráfico 3, controlamos por los quintiles de VCR (columna 4). Se encuentra que el resultado del gráfico previo es robusto aún cuando se lo condiciona por otras variables. Del quintil 2 a 5 se incrementa la posibilidad de tener saltos respecto al quintil 1, pero la máxima probabilidad ocurre en el quintil 3, disminuyendo el coeficiente de forma significativa en el quinto quintil. Esto ocurre independientemente de controlar por categorías de Lall e intensidad laboral. Sin embargo, luego de incorporar este control, el impacto de pertenecer a una u otra categoría de Lall es indistinguible de 0 en términos estadístico, pero el impacto positivo de la intensidad laboral se mantiene tanto en magnitud como significatividad. Esto apoya la hipótesis que, independientemente del tipo de producto (recurso natural o manufactura), estar en la frontera de competitividad en un sector dificulta un incremento sustancial de las exportaciones del mismo. Es probable que estos productos ya tengan tecnología de punta y las nuevas inversiones vayan al ritmo de los proceso de innovación mundiales y/o locales. En cambio, en sectores donde todavía hay margen para incorporar tecnología dado a su rezago relativo, un aumento de la rentabilidad posibilita el incremento de la producción y, luego, el salto exportador. Asimismo, los sectores ya competitivos, seguramente hayan pagado previamente el costo hundido de entrada al mercado internacional independiente al cambio de rentabilidad, mientras que los que se encuentran lejos de la frontera tengan margen para descubrir y abrir nuevos mercados. Las columnas 5 y 6 repiten los resultados sin controlar por categorías de Lall y se mantienen las conclusiones anteriores.

Por último, si bien en la tabla 7 del apéndice se muestra la robustez de todas las especificaciones y resultados de las seis primeras columnas utilizando modelos Probit, la columna 7 facilita al lector uno de las especificaciones. Se re-estima la columna 4 (utilizando quintiles de VCR y categorías de Lall) y se encuentran resultados idénticos al modelo de probabilidad lineal estimado con mínimos

cuadrados ordinarios.

En definitiva, estos resultados confirman que las correlaciones implícitas en el análisis descriptivo previo son estadísticamente significativas y robustas a distintas especificaciones y modelos de regresión. El rol de la intensidad laboral sobrevive a todas las especificaciones, indicando que el papel positivo durante un período de tipo de cambio real competitivo y estable no se debió a una mera coincidencia referida al tipo de producto o competitividad inicial del mismo. Se interpreta a este hecho como evidencia que soporta la hipótesis de que el TCR jugó un rol positivo en la concreción de saltos exportadores por el canal teórico indicado previamente.<sup>27</sup>

#### 4.1. Capacidades previas

La ecuación 10 implica que la rentabilidad y, por lo tanto, el incentivo a la expansión de la producción no dependen únicamente del TCR ni tampoco de la intensidad laboral. Sin embargo, antes de pasar a evaluar si los resultados son robustos al control de otras variables, no se puede omitir la necesidad de ampliar la discusión e incorporar argumentos sobre otros determinantes de la expansión productiva, ya probados en la literatura relevante. Siguiendo a Bahar *et al.* (2019) es interesante determinar si la probabilidad de saltos exportadores sólo depende de la VCR propia de cada producto, o si depende del entramado productivo general de la economía. Es decir, ¿la probabilidad de alcanzar un salto exportador depende únicamente de este sector o la existencia de un complejo de sectores relacionados y con requerimientos de mano de obra, proveedores y tecnología similares dentro de su entorno modifica la ecuación? Si este fuera el caso, no sólo es interesante descubrir dicho vínculo, sino que también es necesario controlar por el mismo para evitar que sea la existencia de variable omitidas lo que explica el efecto positivo encontrado en la intensidad laboral durante un período de TCRCE.

A tal fin son útiles las medidas de proximidad propuestas por Hidalgo *et al.* (2007) y los hallazgos de dicho trabajo. Los autores establecieron que los países suelen diversificarse hacia actividades donde ya poseen capacidades previas. ¿A qué se refieren las capacidades previas? Hausmann y Hidalgo (2011) afirma que la producción de bienes puede ser entendida como:

“(...) los productos son combinaciones de potencialmente muchos insumos no transables, que llamamos capacidades, y que los países fabrican todos los productos para los que tienen las capacidades necesarias. Los productos difieren en la variedad de capacidades que requieren y los países difieren en la variedad de capacidades que tienen. En términos formales, esto significa que la conexión país-producto puede tomarse como el resultado

---

<sup>27</sup>El resto de la sección confirma también los resultados con modelos Probit sin mayores inconvenientes. Las tablas están a disposición del lector pero no se reportan por ahorro de espacio.

del producto de otras dos matrices o redes: una matriz de países-capacidades que expresa la dotación de capacidades de cada país y una matriz capacidades-productos que contiene el requisito tecnológico de los productos” (Hausmann y Hidalgo, 2011).<sup>28</sup>

La idea subyacente descansa en que cada producto requiere una determinada combinación de insumos y capacidades específicas pero que existe cierto grado de sustituibilidad. En este sentido, producir almendras requiere un determinado tipo de suelo, ciertos equipos mecanizados, determinada escala de las firmas para producir de forma eficiente, determinada infraestructura portuaria para su exportación sin desperdicios y conexiones comerciales con el grupo de multinacionales que compran este producto. Producir aguacates requiere una infraestructura y suelo similar, formas corporativas y de negocios similares, pero tiene ciclos de producción y cuidado distintos como también diferencias en los canales de distribución. En definitiva, las capacidades para producir un bien son sustitutos imperfectos para producir otros, y existen bienes con más similitudes entre sí respecto a las capacidades/insumos que se necesitan. Esto indica que para cada par de bienes existe una noción de distancia productiva entre ellos. Las almendras pueden ubicarse *cerca* en términos productivos de los aguacates pero mucho más lejos del grano de soja, por diferencias del clima y suelo necesarios, y poco tendrá que ver con la producción de motores de autos. De forma crucial para el análisis de un período de TCRCE, mientras que los insumos transables pueden ser adquiridos fácilmente, aquellos no transables son necesarios de desarrollar localmente o simplemente depende de una dotación geográfica específica. Las capacidades productivas necesarias que restringen las posibilidades de diversificación son, según Hausmann y Klinger (2006), esencialmente no transables.

Se entiende que un sector tiene capacidades previas desarrolladas cuando logra superar cierto umbral de ventajas comparativas reveladas (VCR). Dado esto, se espera que aquellos sectores lindantes o cercanos a sectores ya competitivos compartan gran parte de los requerimientos productivos de estos últimos y, por lo tanto, muestren una mayor facilidad para lograr empezar a producir de forma competitiva. La cercanía a sectores con VCR elevadas aumentaría la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador, más allá de su propio nivel de VCR. Bahar *et al.* (2019) denomina a este canal como *relación productiva agnóstica* y lo utiliza para evaluar la probabilidad que sectores con  $VCR < 0, 1$  pasasen a valores superiores a la unidad luego de una década *despegues exportadores*. Esta relación, sin embargo, es *agnóstica* ya que no determina cual es el mecanismo por el cual se relacionan la exportación de dichos productos. Se podría deber a que ambos requieren similares insumos, infraestructura, tecnología u otra característica productiva común, o estén determinada por climas y tipos de suelo.

¿Cómo quedaría modificada la rentabilidad de la firma transable en la economía? La ecuación de rentabilidad añade un costo hundido adicional que será tenido en cuenta a la hora de decidir invertir en un nuevo producto. Siempre que el beneficio esperado de acceder al nuevo producto sea superior

---

<sup>28</sup>Traducción propia.

al costo, se decidirá pagar el costo hundido y adquirir las capacidades necesarias.

Siguiendo a Hausmann y Klinger (2006), se modifica la ecuación 3 agregando un nuevo costo hundido en *capacidades* no transables que depende de la distancia entre los bienes que ya se producen de forma competitiva en la economía y aquellos que no ( $\gamma(\phi_i)P^N/P^T$ ). Donde  $\phi_i$  es una noción de distancia del producto  $j$  respecto del resto de productos en los que la economía tiene ventajas comparativas reveladas. Dado que se asume que se tratan de costos hundidos no transables es necesario dividirlo por el TCR ( $q_t$ ) para incorporarlo en el calculo del ingreso neto de las firmas. Si durante el período previo se producía y se comercializaba de forma competitiva dicho bien, entonces ya se tenía las capacidades y no hay necesidad de pagarlo. Este cambio modifica también la decisión dinámica de la firma, incorporando el nuevo costo hundido.

$$R_{i,t}(I_{i,t}) = I_{i,t} [r_{i,t}(X_{i,t}, q_t) - (\gamma(\phi_i)q_t^{-1} + F_i)(1 - I_{i,t-1})] - G_i I_{i,t-1}(1 - I_{i,t}) \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \text{CPO : } \quad r_{i,t}(X_{i,t}, q_t) + \delta E_t [V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1})|I_{i,t} = 1] - \delta E_t [V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1})|I_{i,t} = 0] \\ \geq F_i + \gamma(\phi_i)q_t^{-1} - (F_i + \gamma(\phi_i)q_t^{-1} + G_i)I_{i,t-1} \end{aligned} \quad (15)$$

Dos cuestiones son necesarias resaltar. En primer lugar, al depender el monto del costo hundido de la distancia, la adquisición de capacidades es escalonada. Se salta primero hacia los bienes más cercanos de aquellos que ya se tienen capacidades previas. Este proceso seguiría de forma parsimoniosa siempre y cuando la inversión hacia la adquisición de nuevas capacidades puede ser compensado por el beneficio esperado del nuevo bien. Sin embargo, no está garantizado que esto sea así y ocurren situaciones de estancamiento, ya que el beneficio esperado no compensa el costo de la inversión. El incremento del TCR puede destrabar dicha situación por la mejora en la rentabilidad que generaría al sector transable.<sup>29</sup> En segundo lugar, se asume que estas capacidades no son transables. Esto potencia el rol del TCR, ya que un tipo de cambio competitivo implicaría una disminución relativa de este nuevo costo hundido modelizado. Sin embargo, aún de tratarse de un costo hundido transable, el TCR incrementaría la rentabilidad por la caída del costo no transable (empleo) e incentivaría el pago del costo hundido. En definitiva, la nueva firma decidirá invertir en un nuevo sector siempre y cuando se satisfaga la ecuación 15.

Para la aproximación empírica se utiliza el índice de cercanía estimado con datos de comercio exterior por Growth-Lab-Harvard (2019) en base a Hidalgo *et al.* (2007). Este índice es el indicador principal del espacio-producto y determina que tan probable es que dos productos sean exportados por un mismo país. En particular, la cercanía entre el producto  $j$  y  $p$  es el mínimo de la probabilidad

<sup>29</sup>Ver Hausmann y Klinger (2006) para un modelo de dos productos, dos firmas y dos períodos de generaciones superpuestas para determinar la condición de estancamiento.

condicional de que un país sea un exportador competitivo de uno de estos bienes, si exporta de forma competitiva también al otro. La cercanía entre dos productos está dada entonces por la siguiente expresión:

$$\lambda_{j,p} = \min[Pr(VCRx_j|VCRx_p), Pr(VCRx_p|VCRx_j)] \quad (16)$$

La cercanía es un indicador global y no particular de cada país. Cada producto tiene una cercanía estimada con cada uno de los otros productos de la clasificación CUCI. Sin embargo, el interés en este trabajo es en estimar si hay una mayor probabilidad de saltos en aquellos productos de exportación argentinos que se encuentran con una mayor densidad de productos próximos donde el país ya es competitivo. A tal fin se construye el índice de proximidad agnóstica para cada producto, promediando la cercanía en función de las VCR de argentina. Se lo denomina *Índice de densidad de proximidad agnóstica*:

$$\phi_j = \frac{\sum_{p \neq j} \lambda_{j,p} * R_p(1|VCR_p > p75)}{\sum_{p \neq j} \lambda_{j,p}} \quad (17)$$

Donde  $\lambda_{j,p}$  es la cercanía entre el producto  $j$  y  $p$  y surge de la base de datos mencionada (Growth-Lab-Harvard, 2019) y  $R_p$  toma valor 1, cuando el producto  $p$  se encuentra entre 25 % de las exportaciones con mayor VCR de un año base (en este caso 1996) en Argentina.<sup>30</sup> Es decir, se pondera las conexiones que tiene el producto con aquellos en donde el país ya tenga capacidades desarrolladas. Tanto Hidalgo *et al.* (2007) como también Bahar *et al.* (2019), utilizan un criterio más estricto definiendo únicamente conexiones con productos que posean VCR mayores a 1. La definición del límite es, sin embargo, ad-hoc tanto en estos trabajos como también en el nuestro. No obstante, dado que el hallazgo inicial radica en que los sectores con VCR entre el quintil 3 y 4 son los de mayor respuesta, este criterio parece más atinado y útil para países con estructuras exportadoras concentradas. El valor de la VCR del percentil 75 es 0.7084, no lejos de la unidad. Sin embargo, se realizan pruebas de robustez con criterios más ( $VCR > 1$ ) y menos exigentes ( $VCR > p50$ ). En la tabla 8 del apéndice se observa la correlación de los índices de densidad si se utiliza  $VCR \geq 1$ , los percentiles 75 o la mediana. Finalmente, al igual que en el caso de VCR, se estandariza para que los índices posean media cero y desvío estándar igual a 1.

La tabla 2 incorpora esta variable en la estimación de la probabilidad de saltos exportadores durante el sexenio 2003-2008. La columna 1 replica el modelo base de la tabla 1 (columna 3) para facilitar al lector la comparación de los resultados. Si se compara el resto de las especificaciones con esta columna, los resultados de intensidad laboral y el rol de las VCR de cada producto se mantienen in-

<sup>30</sup>El año 1996 es el primer año del sexenio previo (1996-2001) que se utiliza para determinar los saltos en el sexenio 2003-2008.

tactos. Esto le añade robustez al rol del tipo de cambio real durante el período a través del incremento en la rentabilidad de las firmas intensivas en mano de obra.

**Tabla 2:** Modelo lineal de probabilidad: Intensidad laboral y canal agnóstico (EF Lall)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se
Log Intlaboral	.0481** (.0199)	.0475** (.0185)	.0525*** (.0191)	.0433** (.0193)	.0498*** (.0191)	.0525*** (.0202)	.0433** (.0198)	.0525*** (.0202)
Prox agnóstica p75		.0470*** (.0176)	.0558*** (.0196)	.0462** (.0183)				.0618** (.0304)
VCR 1996	-.0152** (.0063)		-.0271*** (.0076)		-.0263*** (.0073)	-.0270*** (.0077)		-.0273*** (.0080)
Prox agnóstica p50					.0717*** (.0168)			
Prox agnóstica $VCR \geq 1$						.0522*** (.0192)	.0435** (.0192)	
Log Intlaboral $\times$ Prox agnóstica p75								-.0053 (.0213)
Quintiles VCR1996=2				.1351*** (.0394)			.1368*** (.0396)	
Quintiles VCR1996=3				.2181*** (.0422)			.2204*** (.0422)	
Quintiles VCR1996=4				.1509*** (.0396)			.1547*** (.0392)	
Quintiles VCR1996=5				.0825** (.0384)			.0861** (.0385)	
Constant	.0915** (.0381)	.0231 (.0387)	.0279 (.0426)	-.0617 (.0438)	.0323 (.0394)	.0308 (.0419)	-.0623 (.0455)	.0275 (.0417)
Lall Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observaciones	679	703	676	676	676	676	676	676
R2	.018	.026	.029	.059	.043	.027	.058	.029
Modelo	ols	ols	ols	ols	ols	ols	ols	ols
vcetype	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Respecto a la nueva variable incorporada, se encuentra que los sectores cercanos a aquellos con capacidades previas (*Prox. agnóstica p75*) incrementan la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador en una magnitud de entre 4.6 (columna 2 y 4) y 5.5 (columna 3) por ciento, dependiendo si se incluyen las VCR o los quintiles. Los resultados son robustos con medidas de proximidad más ( $VCR > 1$ ) y menos exigentes ( $VCR > p50$ ), sin cambios relevantes y con coeficientes estables. Los resultados no se modifican si se controlan por quintiles de VCR o por su valor individual. Por último, en la columna (8) se explora si el efecto de intensidad laboral se potencia en aquellos sectores cercanos a los competitivos. Sin embargo, la interacción entre ambas variables no es significativa, lo cual me lleva a concluir que los efectos de proximidad e intensidad laboral no se potencian sino que corresponden a productos diferentes. En definitiva, se concluye que el período de tipo de cambio real competitivo y estable fomentó la aparición de saltos exportadores en aquellos sectores intensivos en mano de obra, sectores con VCR en niveles medios pero con conexiones cercanas a los sectores ya competitivos.

Por último, dos ejercicios adicionales se realizan en el apéndice para finalizar esta sección. El primer ejercicio se presenta en la tabla 9 y confirma los resultados tanto cualitativa, como cuantitativamente, utilizando controles adicionales. En particular, se siguen los controles propuestos por

Bahar *et al.* (2019) y se controla por la tasa promedio de crecimiento de las exportaciones durante los períodos previos al salto, con el objetivo de evitar captar relaciones explicadas por las tendencias pasadas del mismo (*momentum*). Adicionalmente, se utilizan datos del conjunto de encuestas de hogares permanente del INDEC para 2003-2015 (promedio), para controlar por nivel educativo requerido, tamaño de los establecimientos y grado de formalidad a nivel de sectores de 3 dígitos del CIIU.<sup>31</sup> Como control adicional, se incorporan los datos de salarios formales del Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial (OEDE) a 4 dígitos del CIIU. El segundo ejercicio es el correspondiente a la tabla 10 y repite el análisis principal de esta sección pero utilizando la base de datos de Feenstra y Romalis (2014) para el cálculo de saltos exportadores del sexenio. Este es uno de los ejercicios de robustez realizado sobre el algoritmo de detección de saltos, demostrando no solo la robustez de la variable dependiente sino también de sus determinantes. Los resultados en cuanto al rol de la intensidad laboral y la conexión agnóstica se mantienen robustos en ambos ejercicios y en todas las especificaciones propuestas.

## **5. Ejercicios de robustez: determinantes macroeconómicos, episodio 1994-1999 y comparación entre períodos con técnicas de datos de panel**

En esta sección completamos los ejercicios de robustez necesarios para poder concluir sobre el impacto diferencial del tipo de cambio real sobre los sectores intensivos en mano de obra. Se hace el foco en tres puntos. En primer lugar, comprobar que los resultados del episodios 2003-2008 se mantienen cuando se controla por cambios en los aranceles de importación de socios comerciales, diferencias en variables macroeconómica por producto según la ponderación de los socios comerciales y cambios en los aranceles argentinos en los insumos intermedios. En segundo lugar, el pico de saltos exportadores del período 1994-1999 es un evento inmejorable para comprobar la relación entre estos y la intensidad laboral. Dado que el TCR se mantuvo apreciado, no hay motivos para esperar una relación positiva. En tercer y último lugar, juntar sexenios no consecutivos nos permitirá evaluar los determinantes utilizando técnicas de panel y agregando variabilidad temporal al análisis.

---

<sup>31</sup>Las variables del nivel educativo y tamaño de los establecimientos se incorporan como una variable dicotómica que toma valor 1 cuando el porcentaje de trabajadores con al menos secundario completo y el número de los empleados por establecimiento es mayor a la media de cada variable. El grado de formalidad se incorpora como porcentaje de empleados formales. Los salarios se encuentran en logaritmos.

## 5.1. Política arancelaria y determinantes macroeconómicos

Una posible preocupación es que las exportaciones argentinas intensivas en mano de obra estén dirigidas a destinos particulares que han reducido los aranceles de importación, acelerado su crecimiento más que el promedio o que el tipo de cambio real bilateral se haya depreciado por encima del resto. Para poner un ejemplo concreto: suponiendo que las exportaciones intensivas en mano de obra se dirigen mayormente a Brasil y las intensivas en capital a Estados Unidos, tendríamos un problema para interpretar los resultados si el TCR bilateral se depreció más respecto al real que al dólar o si Brasil creció a una tasa superior a la norteamericana. En este caso, el sesgo hacia los sectores intensivos en mano de obra, no reflejaría un impacto heterogéneo del TCR sobre la estructura exportadora sino que los determinantes del crecimiento de cada sector fueron diferentes.

Para controlar estos efectos se construyen variables macroeconómicas por sector utilizando la participación de cada destino de exportación en cada sector y se controlará por los cambios en los aranceles de importación para cada producto argentino de los principales socios comerciales. Las variables serán incorporadas en las regresiones de corte transversal utilizando la variación promedio del período 2003-2008 vs. 1996-2001. Esto se debe a que la propia medición del salto exportador tiene en cuenta el comportamiento diferencial entre estos períodos.<sup>32</sup> Las variables utilizadas son, en concreto, las siguientes:

1. Tipo de cambio real multilateral por producto: se utilizan índices de precio a consumidor, tipo de cambio nominal y ponderación en el comercio internacional durante el año 1996 de cada destino a nivel producto.
2. Volatilidad cambiaria: Se utiliza el desvío estándar del TCRM por producto del período de seis años. El objetivo es adecuarse a la teoría, en cuanto a la importancia de la estabilidad del TCRM para que impacte en las exportaciones.
3. Demanda externa por producto (PBI Socios): Se calcula utilizando PIB en dólares en paridad de poder de compra de los socios comerciales y su participación en 1996 de cada producto. Esta variable se incorporará tanto la variación entre niveles promedio, como las diferencias en las tasas de crecimiento entre períodos.
4. Apertura comercial: TRAIN–WITS proveen datos desde el año 1989 de aranceles de importación por socio comercial. Se utilizarán variación de puntos porcentuales de los promedios simples de los aranceles para América Latina, Unión Europea y USA y el cambio respecto al sexenio previo.

---

<sup>32</sup>En el apéndice se reportan en la tabla 11 estadísticos descriptivos de las variables incorporadas. No sólo para el período 1996-2001 y 2003-2008, sino para otros episodios de 6 años de interés que serán relevantes en próximas secciones.

Por otro lado, los aranceles de importación impuestos por Argentina para el acceso de insumos importados pueden ser un costo relevante que influya en la decisión de exportación. Estos entran en la ecuación de 10 como sobrepuestos en los insumos intermedios importados. La evidencia sobre la relevancia en acceder a insumos de calidad es cada vez más concluyente, identificándolo como el mecanismo clave del aumento de productividad de los casos de estudio de apertura económica y buen desempeño exportador de aquel período (Amiti y Konings, 2007; Goldberg *et al.*, 2010; Topalova y Khandelwal, 2011; Irwin, 2019; Bas, 2012). En este sentido, el período 2003-2008 muestra dinámicas interesantes que tienen que ser tenidas en cuenta, con una caída del arancel promedio desde el 13 % hasta alcanzar un 8.5 % en el año 2005 (ver gráfico 7a en el apéndice). Esta caída de 4,5 puntos porcentuales equivale a una reducción de 34 % en el nivel arancelario y es comparable con la acontecida en el período 1991-1996, donde el arancel promedio cayó 4 puntos porcentuales en los insumos de bienes importados. Dicha apertura influyó de forma positiva en el desempeño exportador (Bas, 2012).

Para la construcción del indicador de aranceles en insumos intermedios se utilizan los datos provistos Greenstone *et al.* (2010) para aproximar las potenciales conexiones productivas aguas arriba de cada producto y se lo combina con los aranceles de importación de Argentina reportados por TRAIN–WITS. Las relaciones aguas arriba corresponden a la matriz insumo-producto de EEUU y ya fueron utilizados por Bahar *et al.* (2019) para aproximar las conexiones potenciales de las exportaciones en un panel de países-productos a 4 dígitos del CUCI.<sup>33</sup> En este caso, sin embargo, sólo se utiliza el indicador aguas arriba para poder dar cuenta de cambios arancelarios en insumos intermedios de cada producto de exportación de Argentina. El gráfico 7b en el apéndice da cuenta de este indicador promedio por región. Se observa una caída de los aranceles aguas arriba durante el período de análisis. La apertura está concentrada en América Latina y no en el resto de los socios comerciales relevantes de Argentina.<sup>34</sup>

La tabla 3 muestra resultados robustos para todas las especificaciones. Los coeficientes relacionados a la intensidad laboral, VCR y proximidad agnóstica a sectores competitivos no sufren modificaciones relevantes y mantienen su signo y magnitud. Las primeras cuatro columnas evalúa la robustez incorporando la variación de los aranceles aguas arriba impuestos por Argentina. Se destaca el impacto positivo de la baja de aranceles en los insumos provenientes de América Latina. La columna 5 y 6 incorporan la baja de aranceles en los destinos de exportación, mientras que la columna 7 y 8

---

<sup>33</sup>En la última sección del capítulo se discute en profundidad las ventajas y desventajas de este indicador, ya que se utilizarán una serie de indicadores de conexiones entre sectores provistos por Greenstone *et al.* (2010) -y utilizados por Bahar *et al.* (2019)- para ahondar sobre el canal de proximidad agnóstica encontrado en la sección previa.

<sup>34</sup>La política arancelaria de los países difícilmente evolucione de forma exógena a las variables de interés. La baja de aranceles parecen tener su principal explicación en negociaciones llevadas a cabo en el MERCOSUR con países de América Latina y otros países emergentes. Ejercicios preliminares no muestran correlación entre la baja de los aranceles del período 2003-2005 y el desempeño del período previo (1996-2001) de las exportaciones e importaciones pero sí con la intensidad laboral de los sectores, el crecimiento del empleo, salario y cantidad de empresas durante el período 2001-1996. No obstante, el principal punto que se quiere hacer es sobre la necesidad de controlar sobre la variación en los aranceles de los insumos importados para valorar la robustez de que aquellos sectores intensivos en mano de obra mejoraron su rendimiento como consecuencia del nuevo nivel del TCR.

**Tabla 3:** Saltos exportadores 2003-2008: Aranceles de bienes finales, de insumos intermedios y variables macroeconómicas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Saltos b/se							
Log Intlaboral	.0441** (.0200)	.0477** (.0202)	.0511** (.0208)	.0529*** (.0201)	.0474** (.0233)	.0431* (.0239)	.0434** (.0203)	.0462** (.0201)
VCR 1996	-.0235*** (.0080)	-.0258*** (.0073)	-.0248*** (.0069)	-.0253*** (.0073)	-.0331*** (.0090)	-.0307*** (.0089)	-.0328*** (.0108)	-.0294** (.0117)
Prox agnóstica p75	.0578*** (.0210)	.0591*** (.0202)	.0569*** (.0196)	.0545*** (.0211)	.0570*** (.0218)	.0613*** (.0231)	.0629*** (.0207)	.0632*** (.0204)
Arancel aguas arriba AmLat 03vs96	-.0241* (.0144)	-.0264** (.0131)				-.0277* (.0155)	-.0168 (.0138)	-.0176 (.0140)
Arancel aguas arriba UE 03vs96	-.0885** (.0451)		-.0218 (.0184)					
Arancel aguas arriba EEUU 03vs96	.0580** (.0295)			-.0022 (.0125)				
Arancel prom. simple AmLat 03vs96					-.0158* (.0086)	-.0115 (.0096)	-.0173** (.0080)	-.0176** (.0079)
Arancel prom. simple EEUU 03vs96					-.0033 (.0092)	-.0047 (.0104)		
Arancel prom. simple UE 03vs96					-.0001 (.0014)	.0009 (.0023)		
TCRM prom. 03vs96							.0372 (.0695)	.0637 (.0594)
Volatilidad prom. 03vs96							-.0045*** (.0017)	-.0040*** (.0012)
Diferencial Crecimiento 0396							-1.0406 (1.7279)	
PIB prom 03vs96								-.3112* (.1646)
Constant	-.0727 (.1023)	-.1006 (.0936)	.0071 (.0578)	.0353 (.0652)	.0044 (.0588)	-.1236 (.1116)	-.0923 (.1231)	-.0739 (.1069)
Lall Control	Yes							
Observaciones	625	625	625	625	603	556	610	610
R2	.040	.035	.031	.030	.031	.034	.061	.063
Modelo	ols							
vcetype	Bootstrap							

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

incorpora cambios por producto en el TCR, en la volatilidad del TCR por producto y en el diferencial de crecimiento del PIB.

Es necesaria una aclaración respecto de la lectura correcta de las variables macroeconómicas. Estos coeficientes no capturan el impacto medio del incremento durante período 2003-2008 respecto al período 1996-2001 de la variable macroeconómica en cuestión, sino el impacto diferencial en el corte transversal. Por ejemplo, el coeficiente que acompaña al TCRM captura si la probabilidad de salto exportador de los productos principalmente dirigidos a un destino (por ejemplo Brasil), es superior que la probabilidad de saltos de los productos dirigidos a otro destino (por ejemplo, Estados Unidos), como consecuencias de que los TCR bilaterales mostrasen distintas variaciones. No se captura el cambio medio que tuvo el TCR para todos los sectores, sino el impacto diferencial. Para capturar el impacto medio se necesita la utilización de otros períodos de análisis para explotar las variaciones temporales en la cantidad promedio de sectores con saltos.

Aclarado esto, los efectos son los esperados y robustecen los resultado del impacto de la intensidad laboral, VCR iniciales y proximidad a sectores competitivos. Los resultados no están guiados

por movimientos diferenciales en el TCRM, ni en diferencias en la volatilidad del TCRM y tampoco en diferencias en el crecimiento (o aceleración) del PIB de los destinos a los que se exportan productos intensivos en mano de obra. En cuanto a la volatilidad del TCR por producto, se encuentra un signo negativo en línea con la hipótesis de Dixit (1989, 1992). El diferencial de crecimiento de los socios comerciales, por su parte, muestra un coeficiente negativo, mientras que el cambio en la demanda promedio no es significativo. Estos resultados le añaden robustez a la hipótesis de que no fue el crecimiento de los países vecinos lo que explicó el salto exportador y que logra su objetivo el requerimiento impuesto en la detección de saltos exportadores para que estos no estén guiados por la demanda.

## **5.2. Episodio de 1994-1999**

Distintas razones podrían causar que la relación positiva entre probabilidad de saltos exportadores e intensidad laboral sea solo una casualidad y que el TCR no sea causante de dicho efecto. Una razón posible es que estos sean sectores más dinámicos en general en Argentina y que su mejor desempeño ocurra sistemáticamente a lo largo de los distintos períodos. Esto sería independiente del nivel y estabilidad del TCR.

El período de 1994-1999 es un experimento natural inmejorable para contrastar este hecho. En este sexenio se encuentra el segundo máximo local de saltos exportadores desde 1980 en adelante, solo por detrás del 2003-2008. Sin embargo, la moneda Argentina se mantuvo en niveles apreciados con el resto del mundo y no debería encontrarse una relación positiva entre saltos exportadores e intensidad laboral.

La tabla 4 confirma la sospecha y muestra que no hay relación entre la intensidad laboral y la ocurrencia de saltos para el episodio 1994-1999. El coeficiente es negativo en todas las especificaciones y, en ocasiones, estadísticamente significativo. Esto significa que en un período con tipo de cambio real apreciado (1994-1999), los sectores intensivos en mano de obra muestran una menor probabilidad de salto exportador, lo cual se encuentra en línea con el canal teórico propuesto en este trabajo. Por lo tanto, se robustece el hallazgo previo en donde un período de tipo de cambio real competitivo y estable actúa fomentando la expansión de la oferta transable en aquellos sectores con mayor proporción de costos no transables.

En cuanto a las VCR reveladas siguen manteniendo el signo negativo pero no significativo, al igual que la proximidad a sectores competitivos. Este resultado es también esperable si, como se argumentó, la adquisición de capacidades es esencialmente no transable (Hausmann y Klinger, 2006). Asimismo, resulta coherente con el hecho de que este período se caracterizó por una concentración en determinadas actividades y no en una diversificación productiva hacia nuevos sectores. Por otro lado, dado que el período coincidió con la apertura comercial de países latinoamericanos, se inclu-

**Tabla 4: Modelo Probabilidad Lineal: Lall, Intensidad Laboral y Ventajas Comparativas (1994-1999)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se
Log Intlaboral	-.0194 (.0188)	-.0201 (.0195)	-.0334* (.0201)	-.0570* (.0302)	-.0163 (.0201)	-.0290 (.0207)	-.0357 (.0221)
VCR 1993	-.0013 (.0151)	-.0031 (.0154)	-.0047 (.0155)	-.0064 (.0172)	-.0057 (.0168)	-.0068 (.0179)	-.0038 (.0163)
Prox agnóstica p75		.0082 (.0165)	.0129 (.0169)	-.0055 (.0231)	.0121 (.0182)	.0203 (.0197)	.0146 (.0174)
Arancel prom. simple AmLat 94vs89			-.0042** (.0018)	-.0006 (.0024)		-.0047*** (.0018)	-.0038** (.0018)
Arancel prom. simple EEUU 94vs89				.0098 (.0099)			
Arancel prom. simple UE 94vs89				.0087** (.0039)			
Arancel aguas arriba AmLat 94vs92					.0111 (.0260)		
Arancel aguas arriba EEUU 94vs92					-.0629** (.0278)	-.0159 (.0113)	
Arancel aguas arriba UE 94vs92					.0582** (.0289)		
TCRM prom. 94vs88							.1718 (.2372)
PIB prom. 94vs88							-.3471** (.1566)
Volatilidad prom. 94vs88							-.0013* (.0007)
Constant	.1250*** (.0365)	.1168*** (.0391)	.1259*** (.0434)	.1646*** (.0635)	.1549** (.0663)	.1767** (.0690)	.1416* (.0856)
Lall Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observaciones	666	663	633	465	608	583	621
R2	.009	.010	.018	.041	.017	.023	.026
Modelo	ols	ols	ols	ols	ols	ols	ols
vcetype	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap

Note Errores estándar entre paréntesis. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

ye la variación de los aranceles de cada producto a 4 dígitos del CUCI para distintos destinos. Estos muestran signos negativos en el caso de América Latina, en línea con lo esperado pero con coeficientes relativamente pequeños. No obstante, si se evalúa el cambio promedio de los aranceles durante el período, la variación estuvo en el orden de -9.5 puntos porcentuales tanto la media como la mediana, pero con cambios máximos de hasta -41.7 puntos porcentuales (ver tabla 11). Por último, se controla también por aranceles para insumos aguas arriba impuestos por Argentina, al igual que variables macroeconómicas. Ningún control modifica los resultados principales.<sup>35</sup>

Los resultados concuerdan con las conclusiones de Fernández Bugna y Porta (2007) donde se afirma que durante el período de la convertibilidad el sesgo productivo se volcó a favor de servicios no transables, sectores específicos beneficiados por el MERCOSUR y actividades intensivas en capital como consecuencia del aumento del costo relativo de la mano de obra. Esto último se ratifica con nuestras estimaciones y refuerza la conexión entre TCR y sectores intensivos en mano de obra.

### 5.3. Comparación entre sexenios: Análisis de datos de panel

Si utilizamos más de un sexenio tenemos la posibilidad de explotar la característica temporal y utilizar técnicas de panel para evaluar nuestra principal hipótesis. Se plantean tres ejercicios de regresión, en donde se utilizan distintos cortes temporales de datos. En el ejercicio (a) se utilizan los sexenios 1996-2001, 2003-2008 y 2010-2015. Estos sexenios muestran marcadas diferencias competitividad transable (TCR). En el ejercicio (b) se utilizan los sexenios 1986-1991, 1994-1999 y 2003-2008. Estos sexenios son los tres máximos locales de saltos exportadores desde 1980 en adelante. En el ejercicio (c) utilizamos el máximo de sexenios consecutivos no superpuestos de la muestra en los que se pueda tener datos de saltos exportadores<sup>36</sup>. Estos son 1986-1991, 1992-1997, 1998-2003, 2004-2009 y 2010-2015. El ejercicio (a) y (b) estará constituido por un panel de sectores y tres períodos de tiempo. El ejercicio (c) cuenta con 5 períodos. El modelo de regresión propuesto en los tres ejercicios contiene efectos fijos por sector/producto a 4 dígitos de desagregación y temporales por período de 6 años.

Varias aclaraciones son necesarias en cuanto a las variables a incorporar, su interpretación y la utilización de efectos fijos por producto y por sexenio. En primer lugar, las variables de corte transversal son absorbidas por los efectos fijos por producto y, por lo tanto, no se incluyen en la regresión. Las variables explicativas de interés son, en general, variables macroeconómicas. La diferencia entre sectores viene dado entonces por las distintas ponderaciones que tienen los destinos a la hora de ponderar el movimiento de la variable macroeconómica. Al agregarse un efecto fijo por año, la parte temporal

---

<sup>35</sup>Para los aranceles aguas arriba se realiza la variación entre el promedio 1994-1999 vs. 1992-1993, dado que no se tienen datos previos. Para los aranceles por destino de exportación se utiliza la variación promedio de 1989-1993 vs. 1994-1999, dado que no se cuenta con el dato de 1988 para cumplir el sexenio previo. El resto de las variables comparan el sexenio 1988-1993 vs. 1994-1999.

<sup>36</sup>El primer sexenio de la muestra (1980-1985) sólo se utiliza para cuantificar si en 1986-1991 hubo saltos, dado que se necesita una referencia base.

común entre sectores es captada por estas variables dummy, y las variables macroeconómica captan el impacto diferencial, si existiese. Se utilizan tanto las variables en niveles como en diferencias promedio contra promedio. Esto tiene sentido dado que para la detección de un salto es importante tanto el incremento de las exportaciones como la aceleración de su tasa de crecimiento. Adicionalmente, dado que para los aranceles por producto se cuenta con información desde 1989, las regresiones por sexenios no superpuestos (ejercicio c) omiten esta variable y se intenta captar el efecto dinámico de la apertura usando la interacción entre las categorías de Lall y las dummies por período.

Más importante es la identificación del efecto cambiario. Como el tipo de cambio real multilateral por producto está guiado principalmente por el tipo de cambio nominal, evaluar su efecto en una regresión de panel tiene complicaciones. Los tipos de cambio reales a los que se enfrentan los diferentes productos varían de forma muy similar entre ellos a lo largo de los distintos sexenios, con diferencias mínimas. Gran parte del efecto del TCR queda, por lo tanto, absorbido por la dummy temporal. No obstante, la estrategia de identificación utilizada en este trabajo permite solucionar este inconveniente, utilizando el canal teórico por el cual el TCR afecta la rentabilidad de las firmas. El efecto del TCR tiene que ser distinto para cada sector/producto según el grado de intensidad laboral utilizado para su producción. Este hecho nos permite identificar el efecto cambiario a través de la interacción entre el TCRM y la intensidad laboral de cada producto.

La hipótesis principal a evaluar es, entonces, la interacción entre el tipo de cambio real multilateral y la intensidad laboral, de la cual se espera que surja un coeficiente positivo. Esto indicaría que en período de mayor nivel del tipo de cambio real, los sectores intensivos incrementan la probabilidad de un salto exportador, mientras que lo contrario sucedería en períodos de apreciación cambiaria. Se utilizan errores robustos y clusterterizados al nivel que varían los datos de intensidad laboral.

La tabla del apéndice 12 muestran los resultados comparando los episodios 1996-2001, 2003-2008 y 2010-2015. La tabla 13 utiliza los tres picos de saltos 1986-1991, 1994-1999 y 2003-2008. La tabla 14 muestra los resultados usando períodos de 6 años no superpuestos. Siempre se confirman los resultados y la interacción entre TCRM e intensidad laboral exhibe un coeficiente significativo y positivo en todas las especificaciones y cortes temporales que se realicen. Se ha probado, adicionalmente, interactuar el resto de las variables macroeconómicas con la intensidad laboral y no se han encontrado resultados significativos estadísticamente.

Se concluye afirmando que se encuentra evidencia suficiente para confirmar las principales hipótesis planteadas. El TCRM afecta particularmente a las actividades intensivas en mano de obra y fue vehículo para la concreción de una gran proporción de saltos exportadores en estos sectores durante el período 2003-2008. Adicionalmente, la probabilidad de saltos exportadores durante un período de TCRCE se incrementa en actividades con cierto nivel de desarrollo inicial (en la mediana de la distribución de las VCR) y que estén relacionados con sectores ya competitivos. Esto indica que el desarrollo de sectores exportadores depende del entramado productivo y que la posibilidad de nue-

vos despegues en sectores transable está influenciada por las capacidades productivas que posee la estructura productiva del país.

## **6. Canales de conexión entre sectores próximos y efectos de histéresis: una exploración preliminar**

Para finalizar este trabajo nos proponemos recorrer dos posibles extensiones interesantes para comprender la importancia y naturaleza de los saltos exportadores encontrados durante el período 2003-2008. En primer lugar, se ha establecido que existe una mayor probabilidad de saltos en aquellos sectores cercanos -en términos productivos- a otros ya competitivos previamente. Sin embargo, no hemos profundizado en el tipo de conexión que relacionan a los distintos sectores. Estas podrían deberse a conexiones aguas arriba o abajo, a través de vínculos del tipo de matriz insumo-producto, como también a que comparten requerimientos de mano de obra o tecnologías similares con los sectores ya competitivos. Por lo tanto, resulta interesante ahondar sobre los canales de conexión entre los sectores con saltos exportadores y sectores con ventajas comparativas reveladas elevadas.

En segundo lugar, es interesante hurgar sobre la posible existencia de fenómenos de histéresis en las exportaciones de aquellos sectores con saltos. En concreto, la pregunta se refiere a sí luego de la concreción de un salto exportador, el desempeño de las exportaciones conserva el terreno ganado respecto al resto de los sectores que no mostraron saltos durante el período 2003-2008. Es decir, si los saltos exportadores generados como consecuencia de un tipo de cambio real competitivo y estable mantienen un desempeño superior aún cuando el incentivo cambiario desapareció. Este hecho implicaría que el salto exportador provoca que la estructura productiva adquiera nuevas capacidades y, por lo tanto, exista resiliencia en las exportaciones de los sectores que despegaron.

A cotinuación exploro ambas preguntas, abriendo así el juego a futuras líneas de investigación.

### **6.1. Indagando sobre los canales de conexión entre sectores**

La cercanía agnóstica no indica cual es la conexión específica entre los sectores competitivos y aquellos que aumentan su probabilidad de salto. Los sectores se relacionan por distintos canales y de diversas formas. Estas van desde el uso de tecnologías en común, similitudes en trabajadores y necesidades de calificación de los mismos o relaciones de insumo-producto. Estas conexiones se relacionan con las utilizadas para explicar la aglomeración que se observa en la producción, conocidas como *Marshallian linkages* (Marshall, 1920) y su relevancia ha sido justificada desde hace tiempo por académicos del desarrollo (Hirschman, 1958, 1977). Las mismas explican por qué las actividades

suelen darse de forma conjunta o aglomerarse espacialmente, como consecuencia de ventajas de costos o productividad que surgen por los canales mencionados. Es interesante, entonces, explorar si hay canales en particular que hacen más probable la aparición de saltos exportadores. En este sentido, esta sección seguirá los lineamientos propuestos por Bahar *et al.* (2019), aplicando a un caso de estudio particular y a una definición diferente de despegue exportador.

Estos canales de conexión actúan a través del (a) mercado laboral, (b) tecnología, ideas e innovación, y (c) relaciones proveedor-cliente. Mercados laborales comunes reduce el costo de búsqueda y mejora la eficiencia en la selección (*matching*) entre las características que busca el empleador y el empleado. La existencia de una masa de trabajadores calificados para determinados sectores puede permitir el despegue de un nuevo sector si este demanda trabajadores con los mismas características. El canal tecnológico puede explicar efectos derrames positivos por diferentes motivos. En primer lugar, el compartir conocimiento de manera informal o formal a través de distintas vías podría tener externalidades positivas para los distintos sectores, a través de nuevas ideas u aplicación de tecnologías. En segundo lugar, la tecnología generada por un sector podría explicar el despegue de otro sector si, estos últimos, utilizan tecnología similar. Por otro lado, para el caso del proveedor de tecnología, contar con un mercado doméstico crítico inicial puede permitirle obtener la escala mínima necesaria para luego dar el salto hacia el exterior. En cuanto el canal insumo-producto, la cercanía con posibles clientes o proveedores reduce el costo de transporte pero también se le suma la posibilidad de tener aprendizajes sobre la marcha o satisfacer de mejor manera las necesidades específicas de unos y otros.

El canal agnóstico, sin embargo, engloba también la posibilidad de que la concurrencia de exportaciones no se genere por ningún canal específico entre sectores, sino que sea por compartir ventajas comparativas naturales. Es posible que, por ejemplo, Argentina exporte productos primarios con pocos lazos productivos entre sí, pero que la fertilidad de la tierra y el tipo de clima permitan la producción de ambos. Esto estará captado por el canal agnóstico pero difícilmente alguno de los otros canales mencionados juegue un rol relevante.

Los índices de relación de cercanía que se utilizarán para evaluar la interrelación entre sectores son los provistos por Ellison *et al.* (2010) y Greenstone *et al.* (2010), y son utilizados por Bahar *et al.* (2019) para evaluar el despegue exportador en un panel de países y sectores a 4 dígitos del CUCI.<sup>37</sup> Sin embargo, varios puntos son necesarios de mencionar. Estos índices corresponden a sectores a tres dígitos del CIU de Estados Unidos para el sector manufacturero. Para las relaciones insumo-producto, se corresponde al año 1987 a tres dígitos.<sup>38</sup> Los datos de empleo son promedio de 1983-

---

<sup>37</sup>Greenstone *et al.* (2010) encuentra que los canales relevantes para explicar efectos positivos por aglomeración son a través del mercado de trabajo (7 % por desvío estándar de mayor densidad de proximidad) y los canales tecnológicos (en torno a 5 % por desvío estándar). Sin embargo, encuentra poca evidencia de significatividad de la conexión insumo-producto. Ellison *et al.* (2010) encuentra efectos significativos para explicar la aglomeración en Estados Unidos por todos los canales estudiados.

<sup>38</sup>El indicador aguas arriba fue utilizado previamente para construir los aranceles de importación de los insumos inter-

1998 y de patentes de 1975-95. Adicionalmente, los canales contemplan únicamente manufacturas y, por lo tanto, la cantidad de productos de la muestra cae. En los productos primarios no se podrán evaluar los canales en particular. Por el lado positivo, esta base de datos tiene la ventaja de contar con los tres canales identificados anteriormente para un conjunto de sectores lo suficientemente amplio que nos permita evaluar a 4 dígitos del CUCI los canales de conexión. De hecho, ya ha sido utilizada por Bahar *et al.* (2019) para este nivel de desagregación y el análisis de despegues exportadores.<sup>39</sup>

Es posible argumentar que lo ideal sería utilizar datos propios de Argentina. Aquí las restricciones operativas son varias, pasando por la escasa desagregación que posee la matriz insumo-producto como también la inexistencia de la relación referida al uso de tecnología compartida por los sectores. Por otra parte, el argumento principal para utilizar los datos referidos a un país como Estados Unidos radica en el grado de desarrollo que tiene su estructura productiva. El punto de este trabajo es evaluar el crecimiento excepcional de sectores exportadores. Es probable que muchos de estos sean de menor relevancia previa al salto y su entramado de relaciones con proveedores, clientes y rol en el mercado de trabajo sea prácticamente nulos en ese momento. En ese caso utilizar datos propios del país ocultaría relaciones potenciales con sectores que ya estaban desarrollados, simplemente porque el producto en cuestión todavía no había despegado. No hay que perder de vista que, por otra parte, los índices de distancia propuestos por Hidalgo *et al.* (2007) para el canal agnóstico, tampoco son inherentes al país en particular, sino que se da por la probabilidad en el mundo de que un mismo país exporte ambos productos. Son los índices de densidad los que se *nacionalizan* luego, utilizando las ventajas comparativas de cada país para evaluar sectores que se encuentran cerca de aquellos que ya son competitivos. Como afirma Bahar *et al.* (2019), el supuesto de identificación que se necesita para interpretar los resultados como válidos es que la estructura de relaciones en Estados Unidos esté relacionada con canales potenciales del país en cuestión. Lejos de ser perfecto, encontrar resultados similares a Bahar *et al.* (2019) refuerza la creencia de la validez de los mismos.<sup>40</sup>

Los datos, en concreto, son provistos por el trabajo de Greenstone *et al.* (2010). Estos son: (1) proximidad con clientes y proveedores utilizando datos de las industrias manufactureras a 3 dígitos del CIIU. (2) Para la movilidad de los trabajadores entre sectores, los datos provienen del CPS (*Current Population Survey*) y dan cuenta de la rotación de trabajadores entre sectores. En cuanto a la tecnología, se utilizan datos de la proporción de patentes generadas en una industria a 3 dígitos del CIIU que citan patentes generadas en otras industrias a 3 dígitos del CIIU. Adicionalmente, los autores generan otro indicador con el monto en investigación y desarrollo (IyD) de un sector que luego es proveedor de otro sector a tres dígitos del CIIU. Para este último los autores utilizan la estimación de efectos derrame propuestos por Scherer (1984), que capta el esfuerzo en IyD realizado en una industria que luego es utilizado como insumo en otra. En las tablas 15 y 16 del apéndice se encuentra medios por producto.

<sup>39</sup>Para la correspondencia entre sectores, seguimos la propuesta por Bahar *et al.* (2019), manteniendo el grado de desagregación a 4 dígitos del CUCI por encontrar suficiente variabilidad en los indicadores de densidad.

<sup>40</sup>Ellison *et al.* (2010) utiliza también este argumento para instrumentar el indicador en base a datos de Reino Unido.

los datos descriptivos de los índices de cercanía de cada relación y su correlación. La tabla 17, por su parte, muestra las correlaciones entre los cálculos de densidades (proximidad) por producto.

La tabla 5 muestra uno por uno cuáles de los canales tienen un rol en explicar los saltos exportadores del sexenio 2003-2008. La primera observación que se desprende es que el canal de intensidad laboral es robusto a cada uno de los canales agregados. Las relaciones explicadas por tecnología o flujo de trabajadores, no son significativas en ningún caso. Sólo la conexión vía matriz insumo producto obtienen relevancia estadística y económica. En este sentido, sectores proveedores de insumos a los sectores con cierto nivel de competitividad inicial tienen un 4.64 % más de probabilidad de exhibir un salto exportador si se encuentran un desvío estándar más próximo como proveedores de sectores competitivos. El resultado sobrevive y se incrementa cuando se controla por el canal agnóstico simultáneamente y por el resto de los canales evaluados. Por último, nuevamente en el apéndice, la tabla 18 repite el análisis utilizando datos Feenstra y Romalis (2014) y corroboran los resultados principales de la subsección.

**Tabla 5:** Modelo lineal de probabilidad: Intensidad laboral y canales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se
Log Intlaboral	.0525*** (.0200)	.0425** (.0207)	.0484** (.0216)	.0481** (.0199)	.0444** (.0214)	.0472** (.0210)	.0484** (.0202)	.0390* (.0234)
Prox agnóstica p75	.0558*** (.0204)							.0613*** (.0230)
Bienes hacia sect. p75		.0464** (.0181)						.0677** (.0318)
Bienes desde sect. p75			.0031 (.0177)					-.0148 (.0322)
Flujos de L con sect. p75				.0273 (.0221)				-.0134 (.0639)
Flujos de IyD hacia sect. p75					.0051 (.0181)			-.0095 (.0328)
Flujos de IyD desde sect. p75						.0021 (.0198)		-.0219 (.0344)
Patentes citadas de sect. p75							.0326 (.0223)	.0003 (.0662)
VCR 1996	-.0271*** (.0080)	-.0210*** (.0066)	-.0143** (.0059)	-.0188*** (.0072)	-.0136** (.0063)	-.0131** (.0062)	-.0190*** (.0068)	-.0267*** (.0081)
Constant	.0279 (.0416)	.0468 (.0567)	.0943 (.0589)	.0566 (.0628)	.0962* (.0553)	.0964 (.0587)	.0511 (.0629)	.0350 (.0666)
Lall Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observaciones	676	626	628	628	592	600	628	581
R2	.029	.029	.019	.022	.018	.019	.023	.044
Modelo	ols	ols	ols	ols	ols	ols	ols	ols
vcetype	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Estos resultados están en línea con los encontrados por Bahar *et al.* (2019) en cuanto a despegues exportadores. El único canal que encuentran con resultados significativos y robusto es el referido a los sectores proveedores de bienes en sectores ya competitivos, con valores que van entre 4,1 a 5 % de incremento de probabilidad por desvío estándar el grado de densidad. De esta forma, se interpreta estos hallazgos como consistentes con las ideas de Albert Hirschman, sobre el rol de los sectores aguas arriba y su rol en el desarrollo productivo.

## 6.2. Histéresis

Hasta aquí se encontró evidencia que la probabilidad de saltos exportador correlaciona positivamente con el grado de intensidad laboral y la conexión con sectores competitivos en el período de TCRCE. Si efectivamente parte de este proceso se debe al pago de costos hundidos se debería observar algún grado de persistencia en el nuevo nivel de exportaciones de estos sectores, a pesar de que a partir de 2010 se inició un proceso de continua apreciación del tipo de cambio real.<sup>41</sup> Esto sería evidencia sugestiva de un fenómeno de histéresis relevante a la hora de entender la dinámica del comercio exterior y el desarrollo de sectores exportadores.

En esta subsección me propongo explorar cual fue la dinámica de las exportaciones de los sectores con saltos, una vez finalizado el período de TCRCE. Se estudia el desempeño promedio de los sectores con saltos respecto a los sectores sin saltos exportadores. Se utilizarán datos anuales de las exportaciones en valores constantes y corrientes, y se controla por efectos fijos por año y por sector para aislar las dinámicas de shocks temporales comunes y características idiosincráticas de cada sector más allá del hecho de haber logrado cumplir los requisitos de salto exportador. Se agregan, adicionalmente, controles macroeconómicos y arancelarios para evitar que la dinámica sea explicada por distintas tasas de crecimiento de los principales países de destino, evolución del tipo de cambio real multilateral y aranceles de cada producto en los países de destino. Estas variables macroeconómicas son idénticas a las utilizadas en las secciones previas, utilizando la participación de cada destino en las exportaciones de 1996 de los productos para captar las diferencias sectoriales.<sup>42</sup> La hipótesis radica en que un cúmulo de firmas exportadoras de los sectores con saltos realizaron las inversiones necesarias, pagando los costos hundidos para lograr insertarse en el comercio mundial y/o adquirieron nuevas capacidades productivas.

Se estima un modelo flexible en donde se identifican con valores 0 y 1 a los sectores que tuvieron saltos durante el episodio 2003-2008<sup>43</sup> y se evalúa la trayectoria de sus exportaciones año a año. La ecuación a estimar es la siguiente:<sup>44</sup>

$$y_{i,t} = \sum_{j=1989}^{2015} \beta_j (\text{Salto}_i^{2003} x \text{Year}_t^j) + \sum_{i=n} \alpha_i I_i^n + \sum_{j=1989}^{2015} \lambda_j \text{Year}_t^j + M'_{i,t} \Omega + \sum_{j=1989}^{2015} X'_i \text{Year}_t^j \Gamma_j + \epsilon_{i,t} \quad (18)$$

<sup>41</sup>De hecho, la adquisición de capacidades á la Hidalgo *et al.* (2007) apuntan en la misma dirección.

<sup>42</sup>Se realizaron otros ejercicios estimando el impacto promedio post episodio 2003-2008 con una dummy por período, como también el cambio acumulado de las VCR. Los resultados son robustos y están disponibles a pedido del lector.

<sup>43</sup>Esta condición se mantiene fija a lo largo de todos los años e identifica los sectores en clave de corte transversal con saltos durante 2003-2008.

<sup>44</sup>Ver Mora y Reggio (2019) para la conveniencia de estimar modelos completamente flexibles de diferencias en diferencias.

Esta especificación nos permite identificar el impacto diferencial en aquellos sectores con saltos a lo largo de los años. El coeficiente de interés es  $\beta_j$ , el cual refleja el comportamiento diferencial de las exportaciones a lo largo de los años en los sectores que tuvieron saltos en el episodio particular de 2003-2008 respecto al resto de los sectores.  $I_i^n$  es un efecto fijo por sector a 4 dígitos de desagregación, mientras que  $Year_t^j$  es el efecto fijo por año.  $M$  se refiere a controles macroeconómicos por producto que incluyen la demanda externa, al tipo de cambio real efectivo por sector, al promedio simple de los aranceles de importación de América Latina, Unión Europea y Estados Unidos. Por último, siguiendo a Lane (2018) se incluyen un serie de controles de cortes transversal por sector ( $X_i'$ ), multiplicados por el efecto fijo por año para reforzar el control sobre tendencias previas. Se utilizan errores robustos.<sup>45</sup>

Se estiman 6 modelos de regresión, en donde las cuatro primeras columnas (1-3) se utiliza como variable dependiente al logaritmo de las exportaciones en valores constantes, mientras que la columna (4-6) utilizan el logaritmo de las exportaciones en dólares corrientes. Las regresiones de las columnas 1 y 4 controlan únicamente por efectos fijos por año y por producto. Las columnas 2 y 5 presentan resultados con controles macroeconómicos por producto y arancelarios. Las columnas 3 y 6, agregan controles por las categorías de Lall, la intensidad laboral, VCR del año 1996 y la proximidad con los sectores con VCR por encima del percentil 75. Todas estas variables interactuadas con el efecto fijo por año. El objetivo de agregar estos controles es evitar que la dinámica esté guiada por la característica de los sectores. Se busca que el efecto sea debido a haber cumplido la condición de salto exportador y pago de costos hundidos, más allá de características propias de cada sector. Los datos corresponden al período 1989-2015, ya que no se cuentan con datos de aranceles previos a 1989.

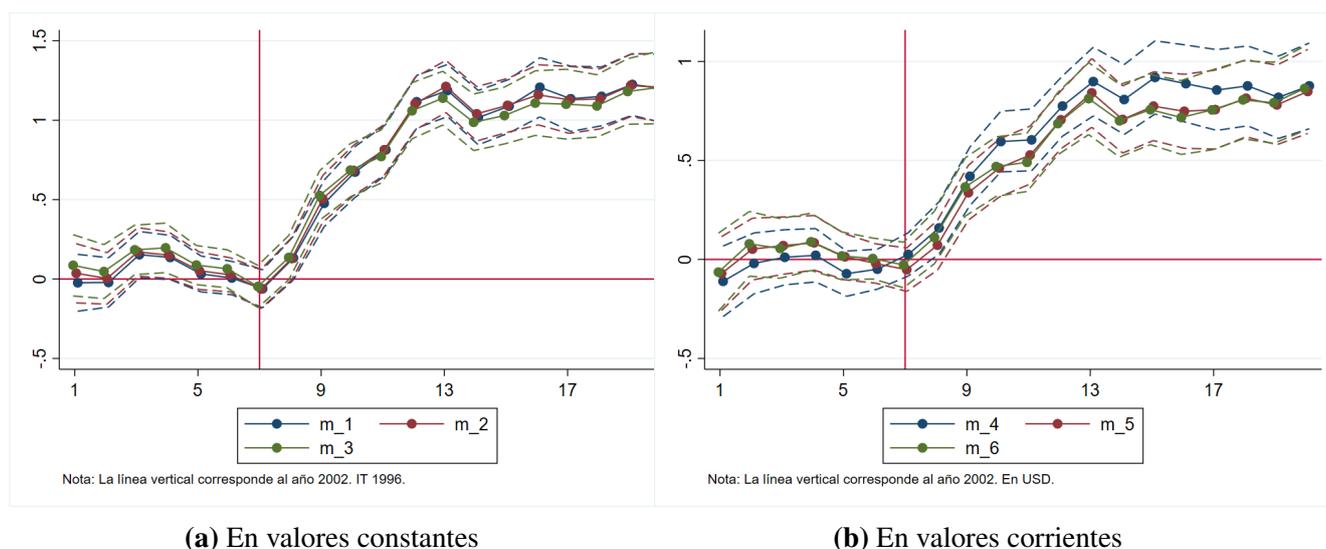
Los gráficos 4a y 4b grafican el coeficiente estimado de la interacción con el efecto fijo por año de la dummy por producto con saltos exportadores durante 2003-2008 ( $\beta_j$ ), cuando la variable dependiente se encuentra en valores constantes (a) como corrientes (b). Se grafican los coeficientes de los tres modelos de regresión correspondientes a las 3 primeras columnas y las 3 últimas de la tabla 19 del apéndice. Como era de esperar, durante el período 2003-2008 se da un incremento relevante del nivel de exportación de estos sectores. Esto no es interesante sino tautológico por la definición de salto. A partir de 2010, sin embargo, no se observa una continua caída y la distancia en los niveles se mantienen. Esto indica que cambios no lineales y bruscos en el nivel de exportaciones -como el captado en los sectores con saltos- exhiben vestigios de un aumento del nivel de las exportaciones duradero. De esta forma se podría argumentar que facilitar los saltos exportadores tienen consecuencias de largo plazo en la economía.

La interpretación de los resultados es que estos sectores son, en promedio, ejemplos exitosos de inserción internacional y/o adquirieron capacidades productivas que implicó el pago de costos hundidos. Es decir, el margen dinámico de la ecuación 1 tuvo un rol relevante en el aumento de sus exportaciones. Una vez despegado sus exportaciones, el nuevo nivel se mantiene -en términos relativo

---

<sup>45</sup>En este modelo se realizaron pruebas incluyendo una tendencia lineal y su interacción con los saltos del período 2003-2008. Los resultados son indistinguibles y dicha variable es omitida por perfecta colinealidad.

**Figura 4:** Saltos exportadores: Histéresis (coeficiente estimado)



### Clusters 4 dígitos

al resto de los sectores- cuando se controla por variables explicativas relevantes. Los mecanismos por detrás de esta dinámica ya han sido discutido. Tres son las principales hipótesis de esta dinámica: (1) la existencia de costos hundidos implica una asimetría entre la rentabilidad esperada necesaria para la entrada y salida del mercado de exportación. Esto explicaría por qué estos sectores no pierden el diferencial ganado una vez que comienza apreciarse el TCRM; (2) la rentabilidad propiciada por el TCRCE incentivó al autodescubrimiento de pioneros exportadores que luego revelaron costos y rentabilidad a otras firmas (Hausmann y Rodrik, 2003); (3) las firmas ya activas incrementaron sus inversiones en bienes de capital, adoptaron tecnología o tuvieron un proceso de aprendizaje sobre la marcha, logrando aumentar su competitividad internacional. Estas hipótesis no son excluyentes y con los datos y evidencia presentada no se puede descartar ni favorecer ninguna por sobre las otras.

## 7. Conclusiones

Este trabajo tuvo el objetivo de entender cuáles fueron las principales características de los sectores que pudieron aprovechar el incentivo cambiario durante el sexenio 2003-2008, momento en el cual se observó un pico máximo de ocurrencia de saltos exportadores y es contemporáneo a un régimen de tipo cambio real competitivo y estable (TCRCE) (Palazzo y Rapetti, 2017).

El período 2003-2008 mostró que aquellos sectores que más respondieron al incentivo cambiario fueron los que utilizan una función de producción intensiva en mano de obra. Lo contrario sucedió durante 1994-1999. Esto tiene una explicación teórica dado que el empleo es el principal factor productivo no transable y el tipo de cambio real es el precio relativo entre los bienes y servicios transables

respecto a los no transables. Mientras que 2003-2008 disminuía en términos relativos los costos no transables para los exportadores, el período 1994-1999 los incrementaba. Este resultado da cuenta del rol que tuvo el tipo de cambio real durante el sexenio de interés, impulsando y facilitando el despegue exportador de sectores intensivos en mano de obra. De esta forma, se pudo explicar porqué se observaron -en el capítulo previo- una gran proporción de saltos exportadores en sectores de medio y bajo contenido tecnológico durante el período de tipo de cambio real competitivo y estable.

Se investigó, por otro lado, cómo impacta en la probabilidad de ocurrencia de un salto exportador la proximidad con sectores ya competitivos. La primera aproximación se realiza con la construcción de índices de proximidad agnósticos utilizando los datos del espacio-producto provisto por Growth-Lab-Harvard (2019) y desarrollados por Hidalgo *et al.* (2007). Se muestra que los sectores próximos a los ya competitivos incrementan su probabilidad de salto exportador. Se investiga si el canal de proximidad está explicado por sectores que comparten requerimientos de mano de obra, tecnología o a través de los canales tradicionales de matriz insumo-producto. El único que sistemáticamente mantiene su significatividad estadística y económica es el canal aguas arriba, implicando que aquellos sectores proveedores de insumos a industrias ya competitivas logran con mayor probabilidad saltos exportadores. Esto es compatible con la hipótesis de Hirschman (1958, 1977) y en línea con lo encontrado por Bahar *et al.* (2019). Encontrar que la estructura productiva previa impacta en la estructura productiva futura es un síntoma de histéresis. Este fenómeno había sido resaltado por Fernández Bugna y Porta (2007), mostrando que a pesar del despegue del sector industrial a partir del año 2003, no hubo cambio estructural dentro del mismo y el crecimiento estuvo enfrascado por la estructura productiva del período de la Convertibilidad.

Por último, se evalúa cómo fue el desempeño posterior de los sectores que tuvieron saltos durante 2003-2008, una vez que el incentivo cambiario finalizó. Se encuentran signos de persistencia en los niveles exportados de los sectores con saltos exportadores en relación al resto de los sectores productivos, favoreciendo la hipótesis de la existencia de costos hundidos o ganancias de aprendizajes que generan histéresis en el comercio mundial. Este hecho es relevante para quienes apoyan la política de tipo de cambio competitivo y estable (TCRCE) como impulsor de un crecimiento guiado por el sector transable, dado que quitaría validez a la crítica que niega la posibilidad de mantener un tipo de cambio competitivo de forma indeterminada. Con estos hallazgos, sólo se necesitaría períodos transitorios pero de cierta duración para lograr efectos permanentes en el desarrollo exportador. Rapetti (2013) modela la dinámica necesaria para la validez del TCR como impulso de crecimiento. Este trabajo provee evidencia empírica del mismo.

Para concluir, es cierto que el proceso en Argentina no alcanzó la dimensión de un cambio estructural como normalmente se le refiere (Fernández Bugna y Porta, 2007). Sin embargo, promover un cambio estructural requiere más que una política macroeconómica adecuada. Esta es, principalmente, facilitadora de una política productiva más ambiciosa.

# Apéndice

## Robustez de la dinámica temporal

Dos controles de robustez se realizan a continuación para garantizar que la dinámica de los saltos exportadores es robusta a distintas especificaciones en el algoritmo de detección. En primer lugar, como mencionamos previamente, el cálculo de índices de precios de exportaciones es particularmente problemático cuando se utilizan datos de la aduana. Cambios en la calidad de producto, en el peso o en la composición de los productos que componen el índice de precios a 4 dígitos, modifican los valores unitarios y, por lo tanto, impactan en los cálculos de cantidades exportadas. Es probable que los índices de precios más probados en la literatura académica sean los propuestos por Feenstra y Romalis (2014), quienes estiman precios ajustados por calidad para el período 1984-2011, en base a un modelo de firmas con competencia monopolista que eligen precios y calidad de forma simultánea sujetas a demandas no homotéticas. Estos índices, entre otros usos, son utilizados en el cálculo de las Penn World Tables.

En segundo lugar, dado el rol de Brasil como principal socio comercial es necesario realizar pruebas de robustez para asegurar que los resultados no están guiados por el desempeño de este país. Durante el sexenio 2003-2008, Brasil creció en torno al 3 % per cápita y 4.2 % promedio por año -ambos en paridad de poder de compra-, mientras que las importaciones brasileñas de productos argentinos crecieron a una tasa anual promedio de 11,9 % en cantidades y 18,9 % en dólares corrientes. Esto podría implicar que muchos de los saltos exportadores detectados en nuestro análisis hayan estado influidos más por el aumento de la demanda brasileña que por factores domésticos como el nivel del tipo de cambio real. Esta es una hipótesis a priori válida, a pesar de que el requerimiento número 5 intenta lidiar con aumentos de demanda externa: el factor de demanda externa podría ser mejor medido a través del crecimiento de la demanda de los principales socios comerciales que de la demanda mundial. Por otro lado, Brasil puede haber jugado un rol relevante en los saltos observados durante el período 1994-1999, como consecuencia del crecimiento en la participación de dicho país en el comercio internacional argentino luego del ingreso al MERCOSUR y la apreciación de su moneda durante el período 1994-1999 como consecuencia de un plan de estabilización.<sup>46</sup> Para evitar que estos elementos contaminen los resultados y validar el esquema propuesto de detección de saltos exportadores, se realiza un chequeo de robustez excluyendo las exportaciones argentinas hacia Brasil del análisis durante toda la muestra.

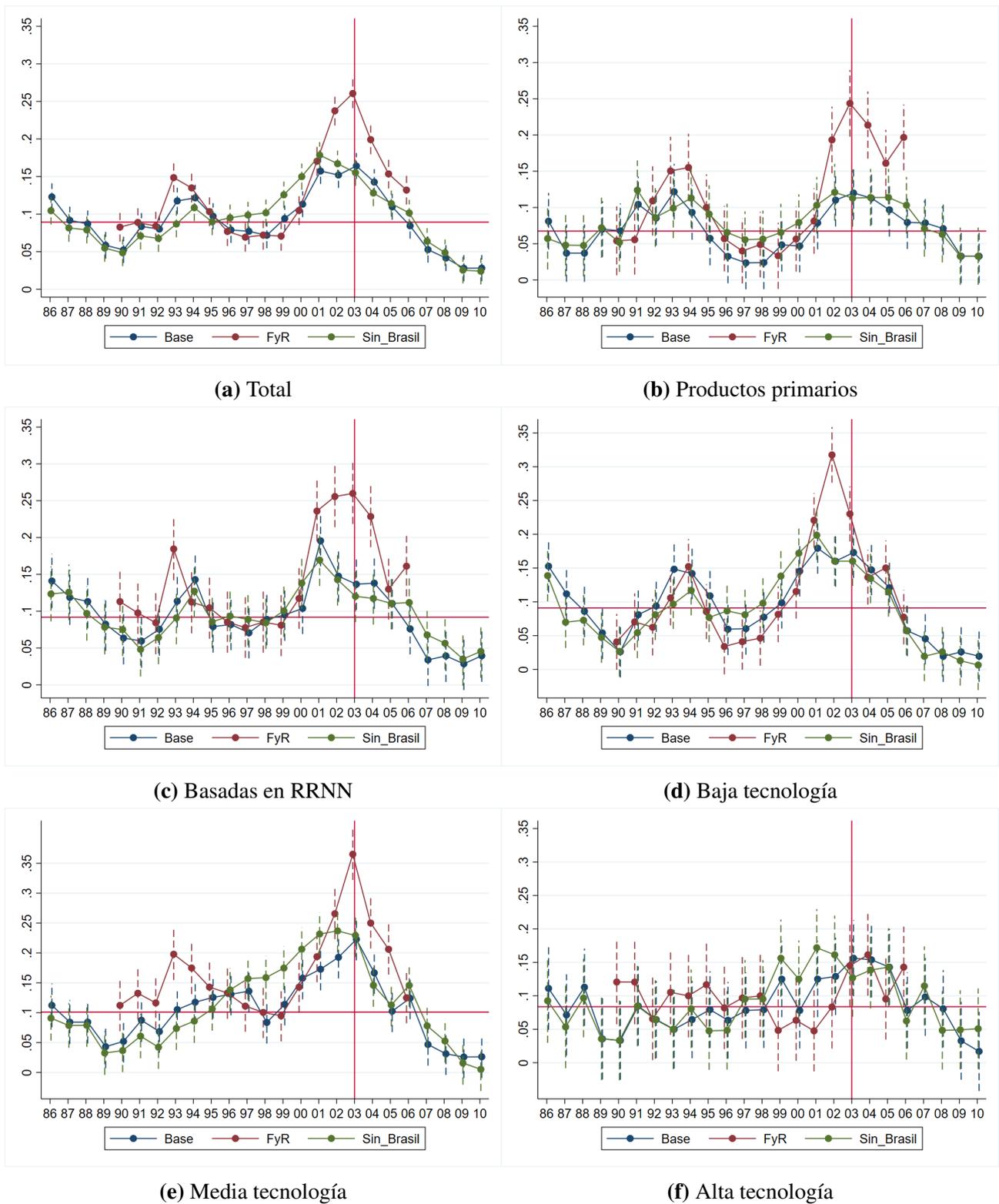
El gráfico 5 replica los gráficos de saltos exportadores a lo largo del período de análisis utilizando los índices de precios ajustados por calidad propuestos por Feenstra y Romalis (2014) para el período disponible de 1984–2011 y quitando a Brasil como destino de exportación con los índices de precio

---

<sup>46</sup>Ver Bustos (2011) para una evaluación de las firmas exportadoras en el período.

originales. El ejercicio con los índices de precio de Feenstra y Romalis (F&R) encuentra que los picos de saltos se vuelven incluso más pronunciados durante 2003-2008 (26 %) y se sesgan positivamente hacia los sectores de baja y media intensidad tecnológica. De existir un sesgo por nuestra metodología para deflactar los montos en dólares de las exportaciones, el mismo es a la baja y los saltos exportadores encontrados en el ejercicio base serían un límite inferior a los efectivamente sucedidos.

**Figura 5:** Proporción de industrias con salto exportador: Comparación con índices de precios propios o provistos por Feenstra y Romalis(2014) y excluyendo a Brasil



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Feenstra y Romalis (2014) y COMTRADE. Intervalos de confianza 90 %. La línea vertical corresponde al año 2003. La horizontal marca la probabilidad no condicional del período para el ejercicio base.

Con respecto a Brasil, el gráfico 5 arroja resultados similares al análisis anterior.<sup>47</sup> Prácticamente las series no encuentran cambios significativos respecto al ejercicio base para el período 2003-2008. El pico global de porcentaje de saltos exportadores se observa y se acentúa ahora en 2001-2006 (17.8 %) pero se mantiene al mismo nivel hasta el período iniciado en 2003 (16.2 %). Los intervalos de confianza indican que las diferencias no son significativas entre el pico de 2001-06 y 2003-08. Este resultado refuerza la conclusión de que la aceleración del crecimiento de las exportaciones durante 2003-2008 no se debe a la tracción de la demanda externa, ni al desempeño específico de Brasil. De forma interesante, se modera el máximo local encontrado en el período 1994-1999. Este hecho refuerza la hipótesis encontrada en la literatura y observada a lo largo de este capítulo, en la cual el MERCOSUR y, más específicamente Brasil, jugó un rol importante en la aceleración de las exportaciones del período. No obstante, la moderación de este pico no impide observar una mejora en la probabilidad de saltos respecto a los sexenios previos, por lo que se resalta el rol positivo de la apertura comercial y estabilización macroeconómica en el desempeño exportador de dicho período.

## Gráficos y tablas adicionales

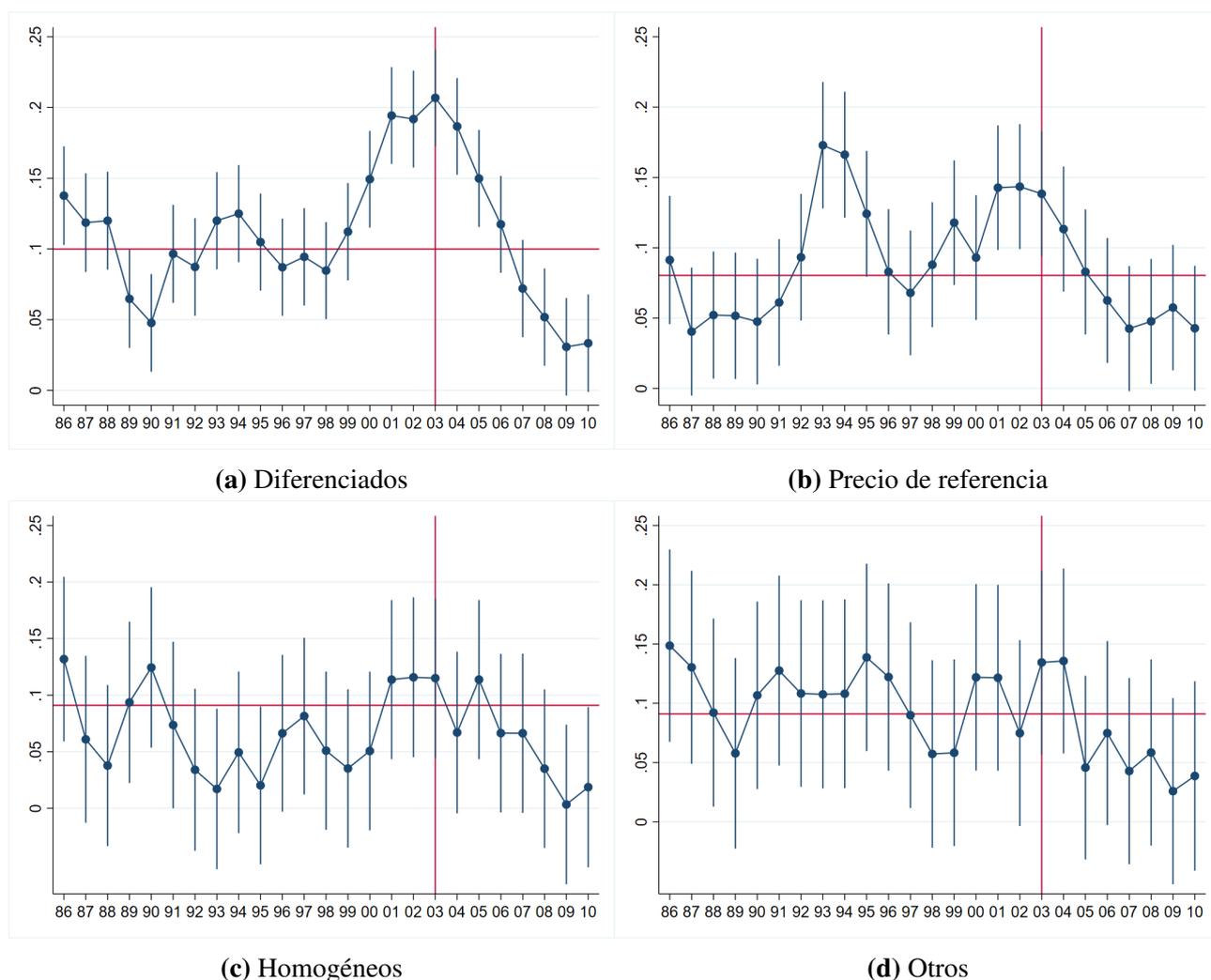
**Tabla 6:** Estadística descriptiva: principales variables de interés

VARIABLES	Media	Std. Dev.	Mediana	p25	p75	Min	Max
Intensidad laboral	3.94	2.18	3.80	2.04	5.33	0.08	10.47
VCR 1996	1.70	6.92	0.16	0.04	0.71	0.00	90.49
Proximidad agnóstica (p75)	0.24	0.04	0.24	0.21	0.27	0.15	0.43
Flujos de IyD hacia sect. (p75)	0.35	0.28	0.25	0.13	0.55	0.00	0.90
Flujos de IyD desde sect. (p75)	0.24	0.25	0.17	0.01	0.39	0.00	0.86
Patentes citadas de sect. (p75)	0.19	0.15	0.13	0.11	0.21	0.03	0.60
Bienes desde sect. (p75)	0.32	0.24	0.25	0.13	0.52	0.01	0.84
Bienes hacia sect. (p75)	0.33	0.28	0.26	0.13	0.47	0.00	0.90
Flujos de L con sect. (p75)	0.25	0.27	0.12	0.11	0.22	0.02	0.87

Fuente: INDEC, MECON, COMTRADE y cálculos propios en base a Ellison *et al.* (2010); Greenstone *et al.* (2010); Hidalgo *et al.* (2007)

<sup>47</sup>En línea con lo marcado por Bianco *et al.* (2007) en donde se destaca que Brasil no ha sido el destino más dinámico de las exportaciones argentinas y, de hecho, ganó lugar como origen de importaciones de nuestro país hacia ellos.

**Figura 6:** Saltos exportadores según categorías de Rauch - análisis histórico



Fuente: Elaboración propia en base a datos de COMTRADE. Intervalos de confianza 90 %. La línea vertical corresponde al año 2003. La horizontal marca la probabilidad no condicional del período.

## Referencias

- Adler, G., Casas, C., Cubeddu, L., Gopinath, G., Li, N., Meleshchuk, S., ... Timmer, Y. (2020). Dominant currencies and external adjustment. *IMF Staff Discussion Note*.
- Albornoz, F., García Lembergman, E., y Juárez, L. (2018). Microeconomic adjustments during an export boom: Argentina, 2003–11. *The World Economy*, 41(8), 2129–2148.
- Alfaro, L., Cuñat, A., Fadinger, H., y Liu, Y. (2018). The real exchange rate, innovation and productivity: regional heterogeneity, asymmetries and hysteresis. *NBER Working Paper(w24633)*.
- Amiti, M., y Konings, J. (2007). Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from indonesia. *American Economic Review*, 97(5), 1611–1638.

**Tabla 7: Modelo Probit: Lall, Intensidad Laboral y Ventajas Comparativas**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Manuf RRNN	.0228 (.0355)	.0184 (.0415)	.0058 (.0448)	-.0004 (.0469)		
Manuf Baja	.0643* (.0386)	.0278 (.0459)	.0058 (.0487)	.0002 (.0489)		
Manuf Media	.1084*** (.0395)	.0961** (.0434)	.0726 (.0483)	.0653 (.0513)		
Manuf Alta	.0481 (.0534)	.0216 (.0593)	-.0039 (.0622)	.0531 (.0741)		
Log Intlaboral		.0482** (.0225)	.0504** (.0235)	.0458* (.0247)	.0472** (.0220)	.0390* (.0228)
VCR 1996			-.0314 (.0301)		-.0396 (.0329)	
Quintiles VCR1996=2				.1353*** (.0410)		.1395*** (.0392)
Quintiles VCR1996=3				.2183*** (.0434)		.2176*** (.0414)
Quintiles VCR1996=4				.1704*** (.0405)		.1671*** (.0411)
Quintiles VCR1996=5				.1172*** (.0417)		.0992*** (.0377)
Observaciones	773	707	679	679	679	686
Modelo	probit	probit	probit	probit	probit	probit
derivadas	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
vcetype	bootstrap	bootstrap	bootstrap	bootstrap	bootstrap	bootstrap

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

**Tabla 8: Correlación según VCR - Índice de densidad agnóstico**

Densidad Prox. Agnóstica	VCR>1	VCR>p75	VCR>p50
VCR>1	1		
VCR>p75	0.9938	1	
VCR>p50	0.8333	0.8666	1

Bahar, D., Rosenow, S., Stein, E., y Wagner, R. (2019). Export take-offs and acceleration: Unpacking cross-sector linkages in the evolution of comparative advantage. *World Development*, 117, 48–60.

Bas, M. (2012). Input-trade liberalization and firm export decisions: Evidence from argentina. *Journal of Development Economics*, 97(2), 481–493.

Bernard, A. B., Redding, S. J., y Schott, P. K. (2007). Comparative advantage and heterogeneous firms. *The Review of Economic Studies*, 74(1), 31–66.

Bernini, F., y Garcia-Lembergman, E. (2020). The impact of import barriers on firm performance: Evidence from import licenses in argentina 2000-2011. *Work in progress*.

Bernini, F., González, J., Hallak, J. C., y Vicendoa, A. (2018). The micro-d classification: A new approach to identifying differentiated exports. *Economía*, 18(2), 59–85.

Bianco, C., Porta, F., y Vismara, F. (2007). Evolución reciente de la balanza comercial argentina. el desplazamiento de la restricción externa. *En: Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina, 2002-2007-LC/W. 165-2007-p. 107-148*.

**Tabla 9:** Modelo lineal de probabilidad: Intensidad laboral y canal agnóstico - Controles adicionales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Salto b/se							
Log Intlaboral	.0629*** (.0239)	.0625*** (.0222)	.0583*** (.0208)	.0623*** (.0241)	.0532** (.0249)	.0599*** (.0201)	.0513*** (.0198)	.0471** (.0204)
Prox agnóstica p75	.0579** (.0232)	.0565*** (.0217)	.0537** (.0209)	.0556** (.0236)	.0551*** (.0189)	.0576*** (.0188)	.0574*** (.0203)	.0487** (.0205)
VCR 1996	-.0318*** (.0085)	-.0317*** (.0082)	-.0292*** (.0078)	-.0320*** (.0083)	-.0269*** (.0076)	-.0252*** (.0078)	-.0259*** (.0076)	-.0280*** (.0084)
Crec. prom X8691	.0270 (.0207)			.0233 (.0212)				
Crec prom X9095		.0015 (.0281)		.0186 (.0402)				
Crec prom X9601			.0248 (.0251)	.0149 (.0395)				
Constant	.0397 (.0549)	.0329 (.0480)	.0352 (.0427)	.0442 (.0565)	.0119 (.3140)	.0113 (.0429)	.0458 (.0467)	.0863 (.0696)
Lall Control	Yes							
Salarios	No	No	No	No	Yes	No	No	No
Nivel educativo	No	No	No	No	No	Yes	No	No
Tamaño empresas	No	No	No	No	No	No	Yes	No
Grado formalidad	No	Yes						
Observaciones	574	600	629	566	682	682	682	644
R2	.036	.034	.033	.036	.031	.036	.032	.032
Modelo	ols							
vcetype	Bootstrap							

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Nota: Las variables del nivel educativo y tamaño de los establecimientos se incorporan como una variable dicotómica que toma valor 1 cuando el porcentaje de trabajadores con al menos secundario completo y el número de los empleados por establecimiento es mayor a la media de cada variable. El grado de formalidad se incorpora como porcentaje de empleados formales. Los salarios se encuentran en logaritmos.

**Tabla 10:** Modelo lineal de probabilidad: Intensidad laboral y canal agnóstico (Feenstra y Romalis, 2014)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Salto b/se	Salto b/se	Salto b/se	Salto b/se	Salto b/se	Salto b/se
Log Intlaboral	.0384* (.0203)	.0384* (.0203)	.0405* (.0218)	.0405* (.0210)	.0401* (.0211)	.0373* (.0225)
Proximidad agnóstica p75	.0332** (.0150)	.0332** (.0156)	.0406** (.0163)			.0687*** (.0217)
Proximidad agnóstica				.0710*** (.0145)		
Prox agnóstica $VCR \geq 1$					.0356** (.0166)	
VCR 1996			-.0159 (.0178)	-.0201 (.0173)	-.0146 (.0179)	-.0126 (.0182)
Constant	.1897*** (.0278)	.1897*** (.0265)	.1973*** (.0289)	.1948*** (.0282)	.1979*** (.0277)	.0706 (.0511)
Lall	No	No	No	No	No	Yes
Observaciones	706	706	678	678	678	678
R2	.010	.010	.011	.029	.009	.037
Modelo	ols	ols	ols	ols	ols	ols
vcetype	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap	Bootstrap

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

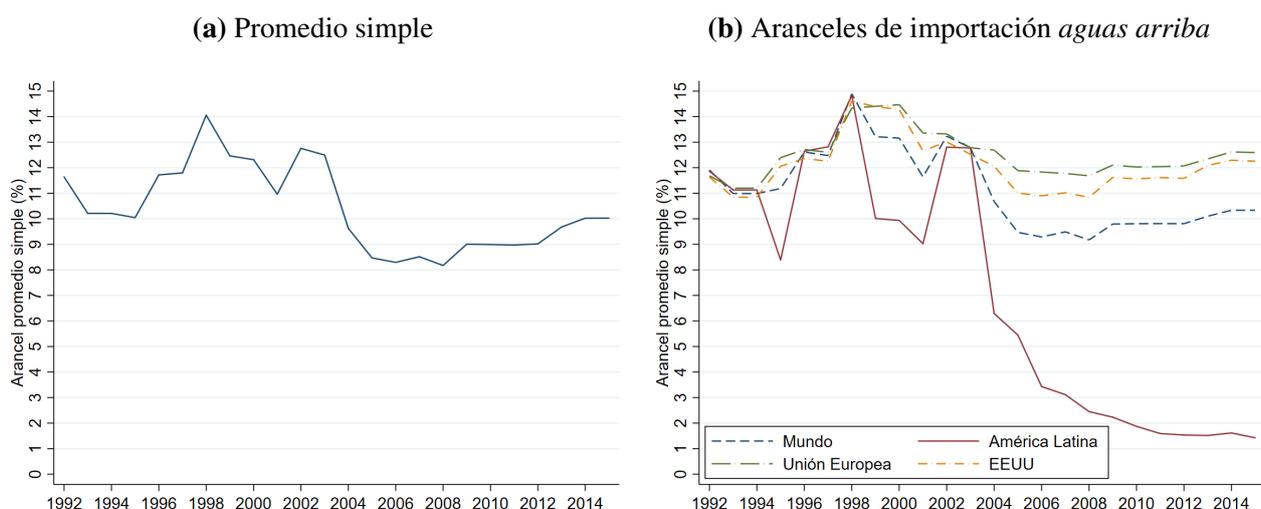
**Tabla 11: Estadísticas descriptivas**

	Estadísticos	1986-1991	1994-1999	1996-2001	2003-2008	2010-2015
<i>TCRM</i>	Obs.	721	721	721	721	721
	Media	228.70	141.81	134.13	255.67	187.01
	Mediana	229.85	142.24	134.43	247.32	183.20
	Des. est.	38.96	38.71	35.35	104.12	73.56
	Perc. 5 %	156.57	99.039	100.73	160.10	130.34
	Perc. 95 %	262.43	167.01	152.80	329.38	228.66
Crec. Dda. Externa	Obs.	721	721	721	721	721
	Media	3.03	3.42	2.73	3.36	2.33
	Mediana	2.73	3.35	2.64	3.33	2.19
	Des. est.	2.95	0.83	0.82	1.09	1.22
	Perc. 5 %	2.14	2.15	1.66	1.86	1.21
	Perc. 95 %	4.57	4.72	3.81	5.04	4.21
Desvío estándar TCRM	Obs.	721	721	721	721	721
	Media	80.26	8.21	16.71	23.62	27.16
	Mediana	81.90	7.75	13.50	23.00	25.23
	Des. est.	19.18	7.77	16.22	11.91	16.50
	Perc. 5 %	49.09	2.76	2.40	9.11	11.16
	Perc. 95 %	94.80	13.12	33.76	35.63	42.77
Arancel prom. simple AMLAT	Obs.	620	739	744	754	755
	Media	28.06	10.59	10.61	6.04	3.24
	Mediana	28.35	10.3	10.18	5.62	2.62
	Des. est.	14.15	3.95	4.14	3.25	2.56
	Perc. 5 %	5	4.79	5	2.02	0.57
	Perc. 95 %	52.79	16.95	16.96	11.72	7.76
Arancel prom. simple UE	Obs.	608	704	717	737	742
	Media	2.72	6.36	6.61	5.48	4.05
	Mediana	1.26	0.84	1.12	0	0.89
	Des. est.	5.55	19.42	21.19	39.91	9.44
	Perc. 5 %	0	0	0	0	0
	Perc. 95 %	11.27	29.94	30.10	20.47	17.3
Arancel prom. simple EEUU	Obs.	516	627	657	684	688
	Media	2.44	2.56	2.53	2.31	2.51
	Mediana	0	0	0	0	.40
	Des. est.	5.75	5.75	5.96	6.58	11.33
	Perc. 5 %	0	0	0	0	0
	Perc. 95 %	14	14.67	14.54	11.72	10.79
Arancel aguas arriba AMLAT	Obs.	669	669	669	669	669
	Media	11.43	11.32	11.38	5.29	1.39
	Mediana	11.38	11.17	10.95	4.04	1.20
	Des. est.	2.37	2.94	2.70	3.75	0.84
	Perc. 5 %	7.21	6.37	7.15	1.69	0.46
	Perc. 95 %	15.28	16.34	16.34	13.45	3.07
Arancel aguas arriba UE	Obs.	669	669	669	669	669
	Media	11.20	12.56	13.39	11.73	11.80
	Mediana	11.12	12.71	13.51	11.72	11.78
	Des. est.	2.08	2.5	2.33	2.20	2.66
	Perc. 5 %	7.79	8.52	9.15	8.51	8.31
	Perc. 95 %	14.75	16.44	17.01	15.69	16.91
Arancel aguas arriba EEUU	Obs.	669	669	669	669	669
	Media	11.25	12.42	13.23	10.93	11.32
	Mediana	11.26	12.63	13.53	10.82	11.07
	Des. est.	2.25	2.68	2.50	2.63	3.25
	Perc. 5 %	7.73	7.78	8.48	7.17	7.26
	Perc. 95 %	14.94	16.31	17.03	15.56	16.08

Nota: Los aranceles para el período 1986-1991 sólo corresponden al año 1989, 1990 y 1991. *T per promedio simple se refiere a lo aranceles promedios por período sin ponderar por la participación del comercio de cada país. No se toman los aranceles promedio ponderado para evitar problemas de endogeneidad en la medida. Arancel aguas arriba se refieren a los aranceles de importación de Argentina de las conexiones aguas arriba de los bienes exportados. Se realiza utilizando los datos de Greenstone et al. (2010) y para el período 1986-1991 corresponde únicamente al año 1992, dado que es el primer año con datos disponibles de aranceles de importación.*

Bisang, R. (2007). El desarrollo agropecuario en las últimas décadas:¿ volver a creer? *En: Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina, 2002-2007-LC/W. 165-2007-p. 187-260.*

**Figura 7: Aranceles**



Fuente: elaboración propia en base a Greenstone *et al.* (2010) para la conexión aguas arriba y WITS-TRAINS para los aranceles. Los aranceles utilizan conexiones a 3 dígitos de desagregación del CIU, provistas por Greenstone *et al.* (2010). América Latina corresponde a datos de Uruguay, Paraguay, Brazil, Chile, Colombia, Perú, Venezuela, Ecuador y México.

**Tabla 12: Determinantes: Saltos de los períodos 1996-2001, 2003-2008 y 2010-2015.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Saltos b/se	Saltos b/se						
Log TCRM	.1058* (.0556)	.1389** (.0573)	-.1483 (.0965)			.1323** (.0625)		-.2514** (.1129)
Log TCRM × Log Int laboral	.1080*** (.0387)	.1070*** (.0376)	.1072*** (.0370)	.0885** (.0346)	.0909** (.0409)	.1190*** (.0430)	.0909** (.0409)	.1202*** (.0452)
Log Dda. Externa	-.3230*** (.0429)	-.2590*** (.0429)	-.0667 (.1028)	-.1312 (.0810)	-.1602* (.0884)	-.2432*** (.0686)	-.1602* (.0884)	-.0318 (.1182)
Log volatilidad TCRM		-.0537*** (.0146)	-.0411*** (.0151)	-.0476*** (.0145)	-.0529*** (.0152)	-.0576*** (.0161)	-.0529*** (.0152)	-.0415** (.0166)
periodo=2003			.1464*** (.0532)	.0835** (.0386)	.1054** (.0446)		.1054** (.0446)	.2464*** (.0798)
periodo=2010			.0084 (.0378)	-.0034 (.0381)	.0268 (.0505)		.0268 (.0505)	.0833 (.0814)
T simple AmLat					.0023 (.0043)	.0013 (.0034)	.0023 (.0043)	.0016 (.0046)
T simple UE					-.0002*** (.0000)	-.0002*** (.0000)	-.0002*** (.0000)	-.0002 (.0004)
T simple EEUU					.0001 (.0008)	-.0003 (.0008)	.0001 (.0008)	.0006 (.0006)
Arancel insumos AmLat								.0022 (.0081)
Arancel insumos UE								.0340 (.0348)
Arancel insumos EEUU								-.0121 (.0245)
Efectos fijo	Yes	Yes						
Observaciones	2001	2001	2001	2001	1845	1845	1845	1702
R2	.060	.067	.074	.073	.077	.070	.077	.082
Modelo	fe	fe						
vcetype	Robust	Robust						
Clusters	229	229	229	229	229	229	229	218

Note Errores estándar entre paréntesis. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Burstein, A., Eichenbaum, M., y Rebelo, S. (2005). Large devaluations and the real exchange rate. *Journal of political Economy*, 113(4), 742–784.

Burstein, A., y Gopinath, G. (2014). International prices and exchange rates. En *Handbook of international economics* (Vol. 4, pp. 391–451). Elsevier.

**Tabla 13:** Determinantes: Saltos de los períodos 1986-1991, 1994-1999, 2003-2008.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Saltos	Saltos	Saltos	Saltos	Saltos	Saltos	Saltos
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Log TCRM	-.0957*	.0980	-.0154			.0648	
	(.0536)	(.0936)	(.1007)			(.1187)	
Log TCRM × Log Int laboral	.1149***	.1165***	.1185***	.1159***	.1324***	.1564***	.1324***
	(.0439)	(.0419)	(.0416)	(.0367)	(.0471)	(.0490)	(.0471)
Log Dda. Externa	.0837**	-.1066	-.3523**	-.3528**	-.6039***	-.1475	-.6039***
	(.0408)	(.0838)	(.1565)	(.1568)	(.1985)	(.1020)	(.1985)
Log volatilidad TCRM		-.0609**	-.0765**	-.0791***	-.0944***	-.0665**	-.0944***
		(.0252)	(.0316)	(.0257)	(.0314)	(.0336)	(.0314)
periodo=1994			-.0496	-.0498	-.0255		-.0255
			(.0619)	(.0619)	(.0852)		(.0852)
periodo=2003			.1132	.1088	.2043*		.2043*
			(.0818)	(.0793)	(.1112)		(.1112)
T simple AmLat					.0006	.0001	.0006
					(.0012)	(.0012)	(.0012)
T simple UE					.0002	.0001	.0002
					(.0002)	(.0002)	(.0002)
T simple EEUU					.0005	.0007	.0005
					(.0029)	(.0028)	(.0029)
Efectos fijo	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observaciones	2001	2001	2001	2001	1599	1599	1599
R2	.012	.017	.023	.022	.024	.016	.024
Modelo	fe	fe	fe	fe	fe	fe	fe
vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust
Clusters	229	229	229	229	229	229	229

Note Errores estándar entre paréntesis. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Bustos, P. (2011). Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of mercosur on argentinian firms. *American economic review*, 101(1), 304–40.

Campa, J. M. (2004). Exchange rates and trade: How important is hysteresis in trade? *European Economic Review*, 48(3), 527–548.

Cosentino, A., Isasa, M., Carreras Mayer, D. A. F., P and, Dall’O, F., y Coretti, M. (2017). *Crisis y reestructuraciones de deuda soberana: una visión sistémica desde la perspectiva de los mercados emergentes*. EUDEBA.

Damill, M., Frenkel, R., y Rapetti, M. (2015). Macroeconomic policy in argentina during 2002–2013. *Comparative Economic Studies*, 57(3), 369–400.

Dao, M. C., Minoiu, C., y Ostry, J. D. (2021). Corporate investment and the real exchange rate. *Journal of International Economics*, 131, 103437.

Das, S., Roberts, M. J., y Tybout, J. R. (2007). Market entry costs, producer heterogeneity, and export dynamics. *Econometrica*, 75(3), 837–873.

Dixit, A. (1989). Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 205–228.

Dixit, A. (1992). Investment and hysteresis. *Journal of economic perspectives*, 6(1), 107–132.

Ekholm, K., Moxnes, A., y Ulltveit-Moe, K. H. (2012). Manufacturing restructuring and the role of real exchange rate shocks. *Journal of International Economics*, 86(1), 101–117.

Ellison, G., Glaeser, E. L., y Kerr, W. R. (2010). What causes industry agglomeration? evidence from coagglomeration patterns. *American Economic Review*, 100(3), 1195–1213.

**Tabla 14:** Determinantes saltos: Saltos por períodos de 6 años consecutivos.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se	Saltos b/se
Log TCRM promedio × Log Int laboral	.0393* (.0237)	.0394* (.0236)	.0427* (.0245)	.0436** (.0202)
Log TCRM promedio	-.0229 (.0366)	-.0034 (.0444)	-.0058 (.0466)	.0881*** (.0335)
Log Dda Ext. prom	-.0254 (.0306)	-.0282 (.0314)	-.0303 (.0310)	-.0032 (.0130)
Log volatilidad TCRM		-.0096 (.0158)	-.0091 (.0159)	-.0290*** (.0087)
periodo=1986	.1224*** (.0148)	.1208*** (.0145)	.0856*** (.0201)	
periodo=1992	.0963*** (.0186)	.0865*** (.0249)	.1035*** (.0381)	
periodo=1998	.0910*** (.0176)	.0945*** (.0183)	.0394* (.0229)	
periodo=2004	.1633*** (.0293)	.1484*** (.0356)	.1223** (.0485)	
periodo=2010	.0510* (.0273)	.0442 (.0289)	.0563 (.0351)	
Efectos fijo	Yes	Yes	Yes	Yes
Efectos fijo Lall x periodo	No	No	Yes	No
Observaciones	4002	4002	4002	4002
R2	.045	.046	.050	.016
Modelo	fe	fe	fe	fe
vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust
Clusters	229	229	229	229

Note Errores estándar entre paréntesis. \* p < 0,10, \*\* p < 0,05, \*\*\* p < 0,01.

**Tabla 15:** Índices de cercanía

Proximidad	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Output	25,280	0.0071	0.0457	-	1.0000
Input	25,440	0.0072	0.0366	-	0.9838
Mano de obra	23,747	0.0492	0.1655	0.0001	0.8462
Patentes	25,600	0.0071	0.0174	0.0000	0.4413
Flujos de IyD input	25,590	0.0041	0.0281	-	0.8771
Flujos de IyD output	24,144	0.0026	0.0204	-	0.6598
Agnóstico	594,441	0.1812	0.1160	-	0.9024

Nota: Cálculos propios en base a Ellison *et al.* (2010); Greenstone *et al.* (2010); Hidalgo *et al.* (2007)

**Tabla 16:** Tabla de correlación de índices de cercanía

Cercanía	Output	Input	Mano de obra	Patentes	IyD input	IyD output
Output	1					
Input	0.2961	1				
Mano de obra	0.3419	0.3302	1			
Patentes	0.3277	0.256	0.42	1		
Flujos de IyD input	0.2569	0.368	0.409	0.362	1	
Flujos de IyD output	0.2134	0.35	0.4541	0.253	0.6813	1

Nota: Cálculos propios en base a Ellison *et al.* (2010); Greenstone *et al.* (2010)

Fares, F., Martinez, R., y Zack, G. (2018). Índice de precio sectoriales de las importaciones y exportaciones argentinas: Metodología de cálculo y usos alternativos. *Documento de trabajo del*

**Tabla 17:** Correlación índices de densidad (VCR > p75)

Densidades	Agnóstica	IyD hacia sect. VCR	IyD desde sect. VCR	Flujos L	Bienes desde sect. VCR	Bienes hacia sect. VCR	Patentes citadas
Proximidad Agnóstica	1						
IyD hacia sect. VCR	0.3805	1					
IyD desde sect. VCR	0.4794	0.8574	1				
Flujos de L	0.6159	0.7549	0.7789	1			
Bienes desde sect. VCR	0.5151	0.707	0.8093	0.816	1		
Bienes hacia sect. VCR	0.4419	0.7278	0.6649	0.8306	0.6699	1	
Patentes citadas	0.6091	0.7665	0.7897	0.9655	0.7931	0.8045	1

Nota: Cálculos propios en base a Ellison *et al.* (2010); Greenstone *et al.* (2010); Hidalgo *et al.* (2007)

**Tabla 18:** Modelo lineal de probabilidad: Intensidad laboral y canales (Feenstra y Romalis, 2014)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Salto b/se							
Log Intlaboral	.0405* (.0210)	.0400* (.0210)	.0391* (.0227)	.0379* (.0213)	.0361* (.0219)	.0334 (.0220)	.0406* (.0217)	.0309 (.0256)
Proximidad agnóstica p75	.0406** (.0169)							.0834*** (.0232)
Bienes hacia sect. p75		.0468** (.0184)						.0691* (.0364)
Bienes desde sect. p75			.0122 (.0195)					-.0367 (.0385)
Flujos de L con sect. p75				.0221 (.0189)				-.1042 (.0699)
Flujos de IyD hacia sect. p75					.0038 (.0199)			.0077 (.0379)
Flujos de IyD desde sect. p75						-.0036 (.0172)		-.0361 (.0395)
Patentes citadas de sect. p75							.0344* (.0184)	.0780 (.0815)
VCR 1996	-.0159 (.0180)	-.0058 (.0200)	.0028 (.0202)	-.0012 (.0199)	.0071 (.0208)	.0093 (.0209)	-.0041 (.0205)	-.0086 (.0235)
Constant	.1973*** (.0291)	.2060*** (.0283)	.2094*** (.0301)	.2105*** (.0296)	.2159*** (.0292)	.2173*** (.0299)	.2071*** (.0295)	.2335*** (.0337)
Observaciones	678	622	624	624	588	596	624	577
R2	.011	.015	.004	.006	.004	.004	.009	.041
Modelo	ols							
vcetype	Bootstrap							

Errores estándar entre paréntesis

\*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

*Instituto Interdisciplinario de Economía Política de Buenos Aires - IIEP-BAIRES(32).*

Feenstra, R. C., y Romalis, J. (2014). International prices and endogenous quality. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 477–527.

Fernández Bugna, C., y Porta, F. (2007). El crecimiento reciente de la industria argentina. nuevo régimen sin cambio estructural. *En: Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina, 2002-2007-LC/W. 165-2007-p. 63-105.*

Frenkel, R., y Ros, J. (2006). Unemployment and the real exchange rate in latin america. *World development*, 34(4), 631–646.

Freund, C., y Pierola, M. (2012). Export surges. *Journal of Development Economics*, 97(2), 387–395.

Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K., Pavcnik, N., y Topalova, P. (2010). Imported intermediate inputs and domestic product growth: Evidence from india. *The Quarterly journal of economics*, 125(4), 1727–1767.

Gopinath, G. (2015). *The international price system* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.

**Tabla 19:** Impacto en los sectores con saltos: Logaritmo de valores deflactados y en USD a 4 dígitos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	X IT1996	X IT1996	X IT1996	X USD	X USD	X USD
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Year=1989 × Saltos=1	-.0977 (.1885)	.0490 (.1985)	.0900 (.1978)	-.2305 (.1710)	-.0038 (.1767)	.0655 (.1780)
Year=1990 × Saltos=1	-.0109 (.1963)	.4317** (.1845)	.5477*** (.1772)	-.1995 (.1646)	.2319 (.1701)	.1969 (.1751)
Year=1991 × Saltos=1	.1476 (.1685)	.1643 (.1848)	.2472 (.1764)	-.1866 (.1505)	.0820 (.1582)	.1027 (.1496)
Year=1992 × Saltos=1	.0455 (.1558)	.1787 (.1700)	.2927* (.1700)	-.2383* (.1424)	.0638 (.1518)	.0713 (.1554)
Year=1993 × Saltos=1	.1420 (.1326)	.1857 (.1426)	.2233 (.1465)	-.0638 (.1142)	.0536 (.1209)	.0312 (.1278)
Year=1994 × Saltos=1	.0153 (.1156)	.1049 (.1188)	.1292 (.1234)	-.1139 (.1125)	-.0143 (.1222)	-.0280 (.1292)
Year=1995 × Saltos=1	-.0236 (.1086)	.0361 (.1132)	.0862 (.1171)	-.1107 (.1083)	-.0712 (.1132)	-.0641 (.1196)
Year=1996 × Saltos=1	-.0214 (.0944)	.0036 (.0984)	.0469 (.1031)	-.0200 (.0934)	.0523 (.0948)	.0787 (.0992)
Year=1997 × Saltos=1	.1534* (.0887)	.1707* (.0925)	.1836* (.0946)	.0110 (.0845)	.0698 (.0878)	.0557 (.0914)
Year=1998 × Saltos=1	.1357 (.0845)	.1504* (.0886)	.1961** (.0947)	.0211 (.0818)	.0840 (.0837)	.0891 (.0879)
Year=1999 × Saltos=1	.0319 (.0685)	.0520 (.0716)	.0879 (.0747)	-.0720 (.0694)	.0134 (.0705)	.0179 (.0733)
Year=2000 × Saltos=1	.0062 (.0637)	.0265 (.0651)	.0646 (.0727)	-.0493 (.0613)	-.0205 (.0603)	.0047 (.0628)
Year=2002 × Saltos=1	-.0613 (.0726)	-.0626 (.0748)	-.0470 (.0807)	.0254 (.0663)	-.0518 (.0665)	-.0277 (.0698)
Year=2003 × Saltos=1	.1320 (.0833)	.1294 (.0808)	.1354 (.0845)	.1590** (.0805)	.0721 (.0764)	.1109 (.0805)
Year=2004 × Saltos=1	.4768*** (.0889)	.5044*** (.0893)	.5260*** (.0947)	.4202*** (.0896)	.3372*** (.0840)	.3662*** (.0893)
Year=2005 × Saltos=1	.6737*** (.0972)	.6837*** (.0961)	.6856*** (.1018)	.5954*** (.0929)	.4616*** (.0889)	.4691*** (.0913)
Year=2006 × Saltos=1	.8136*** (.0969)	.8139*** (.0968)	.7715*** (.1014)	.6041*** (.0949)	.5274*** (.0888)	.4907*** (.0895)
Year=2007 × Saltos=1	1.1159*** (.1011)	1.1043*** (.1006)	1.0595*** (.1073)	.7748*** (.0924)	.7054*** (.0887)	.6863*** (.0955)
Year=2008 × Saltos=1	1.1871*** (.0994)	1.2126*** (.0996)	1.1391*** (.1027)	.8986*** (.1054)	.8414*** (.1055)	.8124*** (.1103)
Year=2009 × Saltos=1	1.0163*** (.1040)	1.0405*** (.1040)	.9868*** (.1081)	.8078*** (.1072)	.7073*** (.1029)	.7006*** (.1113)
Year=2010 × Saltos=1	1.0884*** (.1022)	1.0935*** (.1028)	1.0296*** (.1086)	.9195*** (.1123)	.7742*** (.1054)	.7566*** (.1072)
Year=2011 × Saltos=1	1.2076*** (.1133)	1.1600*** (.1148)	1.1078*** (.1235)	.8881*** (.1184)	.7484*** (.1135)	.7171*** (.1132)
Year=2012 × Saltos=1	1.1351*** (.1249)	1.1282*** (.1281)	1.1010*** (.1333)	.8558*** (.1239)	.7570*** (.1211)	.7556*** (.1225)
Year=2013 × Saltos=1	1.1501*** (.1125)	1.1340*** (.1148)	1.0901*** (.1192)	.8767*** (.1225)	.8142*** (.1181)	.8061*** (.1195)
Year=2014 × Saltos=1	1.2250*** (.1182)	1.2191*** (.1190)	1.1811*** (.1252)	.8190*** (.1263)	.7806*** (.1220)	.7912*** (.1244)
Year=2015 × Saltos=1	1.1988*** (.1305)	1.2064*** (.1319)	1.2060*** (.1386)	.8768*** (.1315)	.8486*** (.1289)	.8639*** (.1292)
Efectos por año y fijos	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controles macro (1)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Controles bases x T	No	No	Yes	No	No	Yes
Observaciones	16601	14205	13498	20944	15846	14927
R2	.153	.146	.180	.112	.147	.197
Modelo	fe	fe	fe	fe	fe	fe
vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust	Robust

Note Errores estándar entre paréntesis. \* p < 0,10, \*\* p < 0,05, \*\*\* p < 0,01. En este caso, los controles macro (1) incluyen la demanda externo, el TCRM y el promedio simple de aranceles a 4 dígitos de desagregación para América Latina, UE y USA. Controles bases x T las categorías de Lall, intensidad laboral, VCR del año 1996 y la proximidad con los sectores con VCR por encima del percentil 75. Todas estas variables interactuadas con el efecto fijo por año.

- Greenstone, M., Hornbeck, R., y Moretti, E. (2010). Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings. *Journal of Political Economy*, 118(3), 536–598.
- Growth-Lab-Harvard. (2019). *Growth projections and complexity rankings*, v2 (Inf. Téc.).
- Hallak, J. C., y Marín, A. (2018). Inserción internacional y desarrollo productivo. *Desarrollo Económico*, 58(225), 207–212.
- Hausmann, R., y Hidalgo, C. A. (2011). The network structure of economic output. *Journal of Economic Growth*, 16(4), 309–342.
- Hausmann, R., Hwang, J., y Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of economic growth*, 12(1), 1–25.
- Hausmann, R., y Klinger, B. (2006). *Structural transformation and patterns of comparative advantage in the product space* (Inf. Téc.). Harvard University, John F. Kennedy School of Government.
- Hausmann, R., y Rodrik, D. (2003). Economic development as self-discovery. *Journal of development Economics*, 72(2), 603–633.
- Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabási, A.-L., y Hausmann, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, 317(5837), 482–487.
- Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development* (Inf. Téc.).
- Hirschman, A. O. (1977). A generalized linkage approach to development, with special reference to staples. *Economic development and cultural change*, 25, 67.
- Irwin, D. A. (2019). *Does trade reform promote economic growth? a review of recent evidence* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Kaiser, B., y Siegenthaler, M. (2016, 05). The Skill-Biased Effects of Exchange Rate Fluctuations. *The Economic Journal*, 126(592), 756-780. Descargado de <https://doi.org/10.1111/eoj.12376> doi: 10.1111/eoj.12376
- Katz, J., y Bernat, G. (2012). Interacciones entre la macro y la micro en la postconvertibilidad: dinámica industrial y restricción externa. *Desarrollo económico*, 383–404.
- Krugman, P. (1987). The narrow moving band, the dutch disease, and the competitive consequences of mrs. thatcher: Notes on trade in the presence of dynamic scale economies. *Journal of development Economics*, 27(1-2), 41–55.
- Lall, S. (2000). The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. *Oxford development studies*, 28(3), 337–369.

- Lane, N. (2018). Manufacturing revolutions-industrial policy and networks in south korea. En *Journal of economic history* (Vol. 78, pp. 629–629).
- Libman, E., Montecino, J. A., y Razmi, A. (2019). Sustained investment surges. *Oxford Economic Papers*, 71(4), 1071–1095.
- Marshal, A. (1920). Principles of economics. *London: Mcmillan*.
- Mora, R., y Reggio, I. (2019). Alternative diff-in-diffs estimators with several pretreatment periods. *Econometric Reviews*, 38(5), 465–486.
- Ocampo, J. A. (2005). La búsqueda de la eficiencia dinámica: dinámica estructural y crecimiento económico en los países en desarrollo. En: *Más allá de las reformas: dinámica estructural y vulnerabilidad macroeconómica-Bogotá: Alfaomega/CEPAL, 2005-p. 3-50*.
- Palazzo, G., y Rapetti, M. (2017). Real exchange rate and export performance in argentina, 2002–2008. *Journal of Post Keynesian Economics*, 40(1), 75–94.
- Rapetti, M. (2013). Macroeconomic policy coordination in a competitive real exchange rate strategy for development. *Journal of Globalization and Development*, 3(2), 1–31.
- Rapetti, M., Skott, P., y Razmi, A. (2012). The real exchange rate and economic growth: are developing countries different? *International Review of Applied Economics*, 26(6), 735–753.
- Rauch, J. E. (1999). Networks versus markets in international trade. *Journal of international Economics*, 48(1), 7–35.
- Razmi, A. (2019). *Walking the tightrope of real exchange rate policy for development: the roles of targets, instruments, and saving rates* (Inf. Téc.). University of Massachusetts Amherst, Department of Economics.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*(2), 365–412.
- Scherer, F. (1984). Using linked patent and r&d data to measure interindustry technology flows. En *R&d, patents, and productivity* (pp. 417–464). University of Chicago Press.
- Topalova, P., y Khandelwal, A. (2011). Trade liberalization and firm productivity: The case of india. *Review of economics and statistics*, 93(3), 995–1009.



**equilibra**

CENTRO DE ANÁLISIS ECONÓMICO

