

Liberalización preferencial, *antidumping* y salvaguardias: evidencia de *stumbling block* para Mercosur*

CHAD P. BOWN**

PATRICIA TOVAR***

RESUMEN

Aún no hay un consenso en la literatura sobre acuerdos comerciales con respecto a si la liberalización preferencial conlleva a más o a menos liberalización multilateral. Sin embargo, hasta ahora las investigaciones se han enfocado mayormente en medidas arancelarias de protección a las importaciones. En este estudio desarrollamos medidas de política comercial más completas que incluyen las políticas de barreras temporales al comercio (BTC) de *antidumping* y salvaguardias; estudios en otros contextos también han mostrado cómo estas políticas pueden erosionar parte de las ganancias de la liberalización comercial que surgen cuando se examinan solo los aranceles. Examinamos las experiencias de Argentina y Brasil durante la formación del Mercosur en 1990- 2001, y hallamos que un enfoque exclusivo en aranceles aplicados puede llevar a una caracterización equívoca de la relación entre liberalización preferencial y liberalización hacia países no miembros. Primeramente, cualquier evidencia de *building block* que surge al enfocarse en aranceles durante el periodo en el que Mercosur fue solo un área de libre comercio puede desaparecer cuando también incluimos cambios en la protección a las importaciones que ocurren a través de BTC. Además, hay evidencia de un efecto de *stumbling block* de la liberalización comercial arancelaria para el periodo en el cual Mercosur se volvió una unión aduanera, y este resultado tiende a fortalecerse con la inclusión de BTC. Finalmente, también proveemos una primera evaluación empírica sobre si motivos de poder de mercado pueden ayudar a explicar los patrones de los cambios en la protección a las importaciones que se observan en estos escenarios.

Palabras clave: acuerdos de comercio preferencial, aranceles, NMF, *antidumping*, salvaguardias, barreras temporales al comercio, Argentina, Brasil, Mercosur.

Código JEL: F13

* Este artículo fue originalmente publicado en el número 3 del volumen 28 de la revista *Economics & Politics* el año 2016. La traducción estuvo a cargo de Stephan Gruber Narváez.

Los autores agradecen a Antoni Estevadeordal, Caroline Freund y Emanuel Ornelas por hacer disponible sus datos sobre aranceles, y a Alessandro Nicita, Marcelo Olarreaga y Peri Silva por hacer disponible sus estimados de elasticidades comerciales. Este artículo se vio muy beneficiado por la opinión de dos árbitros anónimos. La investigación para este artículo se vio apoyada en parte por el World Bank's Multidonor Trust Fund for Trade and Development y la Strategic Research Partnership on Economic Development. Los errores que persistan son de nuestra entera responsabilidad. Bown agradece al World Bank's Development Research Group por su hospitalidad durante el periodo en el que se completó buena parte del trabajo para este artículo.

** Peterson Institute for International Economics, 1750 Massachusetts Avenue NW, Washington, DC 20036 USA. Tel: +1.202.454.1306, email: cbown@piie.com, web: <https://sites.google.com/site/chadpbown/>

*** Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria 1801, San Miguel, Lima 32, Perú, Tel: +51.1.626.2000, email: ptovar@pucp.pe, web: <https://sites.google.com/site/patriciatovarrod/>



Preferential Liberalization, Antidumping, and Safeguards: Stumbling Block Evidence from Mercosur

ABSTRACT

There is not yet consensus in the trade agreements literature as to whether preferential liberalization leads to more or less multilateral liberalization. However, research thus far has focused mostly on tariff measures of import protection. We develop more comprehensive measures of trade policy that include the temporary trade barrier (TTB) policies of antidumping and safeguards; studies in other contexts have also shown how these policies can erode some of the trade liberalization gains that arise when examining tariffs alone. We examine the experiences of Argentina and Brazil during the formation of the Mercosur over 1990-2001, and we find that an exclusive focus on applied tariffs may lead to a mischaracterization of the relationship between preferential liberalization and liberalization toward non-member countries. First, any 'building block' evidence that arises by focusing on tariffs during the period in which Mercosur was only a free trade area can disappear once we also include changes in import protection that arise through TTBs. Furthermore, there is also evidence of a 'stumbling block' effect of preferential tariff liberalization for the period in which Mercosur became a customs union, and this result tends to strengthen upon inclusion of TTBs. Finally, we also provide a first empirical examination of whether market power motives can help explain the patterns of changes to import protection that are observed in these settings.

Keywords: preferential trade agreements, tariffs, NMF, antidumping, safeguards, temporary trade barriers, Argentina, Brazil, Mercosur.

JEL Code: F13

1. INTRODUCCIÓN

Existe una literatura teórica bien establecida que examina el nexo entre los acuerdos de comercio preferencial y la liberalización multilateral. Sin embargo, dependiendo del modelo subyacente, la teoría predice que la liberalización preferencial puede actuar ya sea como un *stumbling block* o como un *building block* para una posterior liberalización multilateral¹. Empezando a mediados de la década de los dos mil, trabajos empíricos empezaron a ofrecer evidencia empírica sobre las relaciones para las cuales el recorte de aranceles preferenciales era o un *building block* o un *stumbling block* para liberalizaciones de nación más favorecida (NMF) posteriores; no obstante, incluso esta evidencia nos deja con una serie de enigmas.

El primer enigma es que algunos entornos han identificado evidencia clara de relaciones de *stumbling blocks* que surgen de los datos, mientras que otros encuentran evidencia de efectos de *building blocks*. La evidencia principal de efectos de *stumbling blocks* incluye a Limão (2006) y Karacaovali y Limão (2008) para el efecto en los aranceles negociados

¹ Las revisiones de estudios teóricos incluyen a Panagariya (2000) y Baldwin y Venables (1995).

en la ronda de Uruguay para los Estados Unidos y la Unión Europea, respectivamente, mientras que Estevadeordal, Freund y Ornelas (2008) encuentran evidencia de un efecto de *building block* para las áreas de libre comercio en 10 economías latinoamericanas que cubren el lapso de 1990-2001². A nivel empírico, la pregunta sobre si la liberalización preferencial lleva a una liberalización multilateral queda entonces, en lo substancial, sin resolverse³. La pregunta natural que surge es ¿cuál es la explicación para estas diferencias en los resultados?

Un enigma secundario que surge de los escenarios ricos en información de varios países en Latinoamérica, es que Estevadeordal *et al.* (2008) son también capaces de capturar empíricamente la variación que surge a través de diferentes tipos de acuerdos de comercio preferencial. En particular, su resultado de un *building block* es robusto a través de los países latinoamericanos involucrados en áreas de libre comercio, pero no hay una evidencia de este resultado de *building block* para los países latinoamericanos que han ido «más allá» de las áreas de libre comercio para adoptar un arancel externo común y formar finalmente una unión aduanera.

Este resultado es probablemente importante por un número de otras razones, muchas de las cuales se deben al hecho que Argentina y Brasil son dos de los países principales que están posiblemente generando este resultado particular, a través de la formación de la unión aduanera del Mercado Común del Sur (Mercosur). Primero, estas son dos de las más grandes economías de Latinoamérica. Segundo, a diferencia de otros países de Latinoamérica, cuyos esfuerzos de liberalización comercial han continuado bastante más allá del periodo de muestra de Estevadeordal *et al.* (2008) que termina en el año 2001, la liberalización comercial en Argentina y Brasil ha estado largamente estancada. Por ejemplo, los niveles de los aranceles de NMF que cada uno aplica en 2014 son básicamente los mismos que los que aplicaban en 1995. Tercero, una característica anteriormente inexplorada de la experiencia de Argentina y Brasil es que cada uno también empezó con mayor regularidad a usar políticas de barreras temporales al comercio de *antidumping* y salvaguardias a inicios de la década de 1990, junto con sus primeros pasos hacia una liberalización de los aranceles. Cuarto, dado que constituyen una unión aduanera en la que ambos países comparten un arancel de NMF externo común hacia los no miembros, quizás hayan razones de poder de mercado separadas y distintas que contribuyen a esta experiencia diferente de aquella que ocurre bajo áreas de libre comercio.

El propósito de nuestro artículo es utilizar la riqueza en información provista por el escenario de políticas comerciales de Argentina y Brasil bajo el Mercosur para investigar formal y empíricamente estas preguntas, de las cuales varias están siendo planteadas por primera vez. Se aumentará el enfoque de la literatura existente a través de una expansión

² Ver también Tovar (2012) para los países de la Central American Free Trade Agreement (Cafta); Calvo-Pardo, Freund y Ornelas (2011) para ASEAN; Ketterer, Bernhofen y Milner (2015) para Japón; y Ketterer, Bernhofen y Milner (2014) y Mai y Stoyanov (2015) para Canadá.

³ Estudios de revisiones de literatura recientes incluye a Freund y Ornelas (2010) y Limão (2016).

a lo largo de dos dimensiones adicionales. En primer lugar, elaboramos medidas de protección de importaciones que son más expansivas que los aranceles aplicados, dado que también tomamos en consideración el uso de instrumentos de política discrecional de barreras temporales al comercio (BTC) que otros estudios han mostrado que pueden erosionar las ganancias en liberalización comercial que parecen surgir al examinar los aranceles solamente⁴. En segundo lugar, según nuestro conocimiento, ofrecemos el primer examen empírico con respecto a si razones de poder de mercado pueden ser usadas para explicar los patrones de cambios en la protección de importaciones que son observados en este escenario⁵.

Nuestra aproximación se enfoca en Argentina y Brasil durante el periodo 1990-2001, que son dos de los países clave en el estudio de Estevadeordal *et al.* (2008). Este escenario es el adecuado para nuestra aproximación debido a una serie de razones. La primera, al enfocarnos en dos países, somos capaces de controlar con respecto a las varias diferencias institucionales que podrían ser importantes determinantes de las diferencias en el análisis que resulta de la comparación de varios países. La segunda, un enfoque en estos dos países y el acuerdo de Mercosur no es un limitante en absoluto; en la Sección 2, caracterizamos un número de fuentes de variación de la política comercial que Argentina y Brasil emplearon durante la década de 1990 para ilustrar por qué este es un entorno lo suficientemente rico para empezar un análisis de estas preguntas en mayor profundidad.

Argentina y Brasil experimentaron dos episodios distintos durante esta década —un periodo de cinco años en el cual su relación se caracterizó como una área de libre comercio solamente, y un periodo de cinco años que se caracterizó por la adopción de una unión aduanera y un arancel externo común hacia terceros países—. Más aún, también hemos caracterizado la variación substancial en cómo cada país aplicó independientemente sus políticas de barreras comerciales temporales. En particular, encontramos que Argentina y Brasil aplican sus BTC de manera independiente el uno del otro, p. ej. en las importaciones de productos distintos de diferentes socios comerciales. En este respecto, dada la ausencia de una armonización de las políticas aplicadas hacia los no miembros de Mercosur durante el periodo de la unión aduanera, surge la pregunta sobre el grado en el cual el ambiente institucional del Mercosur creó los incentivos que uno debe esperar

⁴ Por ejemplo, Bown y Tovar (2011) encuentran que gran parte de la liberalización en aranceles de NMF que la India llevó a cabo durante su liberalización unilateral en la década de 1990 fue revertida hacia inicios de la década de 2000 a través de la reaplicación de protección a las importaciones a través de un creciente *stock* de restricciones a la importación de *antidumping* y salvaguardias.

⁵ En un trabajo relacionado sobre países latinoamericanos del estudio de Estevadeordal *et al.* (2008), Crivelli (2014) examina cómo las diferencias en los niveles iniciales de protección externa capturados por los aranceles de NMF aplicados explican la liberalización externa tras la formación del ACP. Bohara, Gawande y Sanguinetti (2004) examinan la experiencia de Argentina durante el periodo 1991-1996 bajo el Mercosur y encuentran que las crecientes importaciones de Brasil llevaron a reducir los aranceles NMF para las mismas industrias, lo cual es consistente con el trabajo teórico de Richardson (1993). Hacemos notar que ninguno de estos estudios empíricos examinan las BTC o los motivos de poder de mercado que tienen centralidad aquí.

de una unión aduanera durante 1995-2001. Finalmente, dado que Argentina impuso de manera frecuente BTC contra las importaciones brasileñas, esto hace surgir la pregunta aún más primitiva respecto al grado en el cual el ambiente institucional de Mercosur creó los incentivos que uno podría esperar incluso de un área de libre comercio interno.

Después de introducir nuestra ecuación de estimación y los datos utilizados en el análisis econométrico en la Sección 3, pasamos a la Sección 4 para mostrar nuestros resultados. Los estimados de variables instrumentales (VI) de un modelo probit ordenado nos permiten mostrar primero cómo podemos replicar muchas de las características esenciales de los resultados de Estevadeordal *et al.* (2008) para Argentina y Brasil, y en particular cómo durante su periodo de tratado de libre comercio (1990-1994), existe evidencia de un efecto de *building block* de la liberalización del arancel preferencial que luego desaparece en el segundo periodo (1995-2001) durante la formación de su unión aduanera. Sin embargo, también presentamos evidencia de que un enfoque solo en los aranceles aplicados para Mercosur puede llevar a una caracterización equivocada de la complejidad de la relación. En particular, encontramos que los resultados son afectados considerablemente cuando implementamos nuestras medidas más comprensivas de protección de importaciones que permiten la consideración de los instrumentos adicionales de políticas de Argentina y Brasil que vienen a ser las BTC. Cuando incluimos estos cambios en la protección de importaciones que surgen a través de BTC, ya no encontramos evidencia de un efecto de *building block* de la liberalización preferencial para el periodo en el que Mercosur era solo un ALC. Adicionalmente, también encontramos evidencia de un efecto de *stumbling block* de la liberalización preferencial para el periodo en el cual Mercosur se transformó en una unión aduanera.

En la Sección 5 proveemos una exploración inicial respecto a si medidas de poder de mercado importador pueden explicar este nuevo patrón de resultados. Esto se encuentra motivado en parte por la evidencia reciente, a partir de número de diferentes escenarios de política comercial, de que motivos de poder de mercado pueden afectar la determinación de la política comercial⁶. En particular, utilizamos datos recién disponibles de las inversas de las elasticidades de oferta de exportaciones extranjeras provistas por Nicita, Olarreaga y Silva (2015) para examinar la teoría de que cambios en el poder de mercado importador de Argentina en particular —como aquellos que pueden surgir

⁶ Broda, Limão y Weinstein (2008) proveen la primera evidencia directa que los países explotan su poder de mercado en comercio cuando fijan aranceles por fuera de las restricciones del GATT/OMC. Sus resultados indican que incluso países que se pensarían pequeños (en términos de PBI) pueden tener algún poder de mercado para ciertos productos. Bagwell y Staiger (2011) encuentran que los países que se unieron a la OMC en el lapso de 1995-2005 fijaron sus aranceles preacceso en una manera consistente con la manipulación de sus términos de intercambio. Ludema y Mayda (2013) encuentran que los aranceles de NMF que los miembros de la OMC fijaron en la Ronda de Uruguay son consistentes con la hipótesis de términos de intercambio. Bown y Crowley (2013a) también proveen evidencia del rol de los términos de intercambio en la determinación de la política comercial cambiante en el tiempo a través de un estudio de las BTC de EE.UU. durante 1997-2006. Bown (2015a) provee un resumen de la literatura empírica de este tema.

debido a la unión aduanera con un socio comercial más grande (Brasil)— pueden haber actuado como un canal de *stumbling block* desanimando una adicional liberalización de NMF. Podemos proveer solo evidencia muy débil de este potencial efecto que surge de nuestros datos. No obstante, concluimos en la Sección 6 con una potencial explicación institucional detrás de este (no) resultado vía el cuestionamiento del grado en que Argentina y Brasil han formado realmente una política comercial externa común (que es conjuntamente sensible a los choques económicos), dado que cada país puede (y lo hace) implementar sus barreras temporales al comercio hacia terceros países de manera independiente del otro, resultando en desviaciones substanciales de un arancel de NMF común.

Este artículo contribuye con un grupo de otras literaturas en política comercial empírica. Primero, este es uno entre solo unos pocos artículos que han intentado considerar la interrelación entre BTC (en particular, *antidumping*) y la implementación de acuerdos de comercio preferencial (ACP). Los artículos notables en esta literatura incluyen Blonigen (2005), que estudia el impacto del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (Nafta, por sus siglas en inglés) en el uso del *antidumping* por los EE.UU., y Prusa y Teh (2010) que provee un estudio de varios países sobre los efectos de los ACP en la incidencia de nuevas restricciones *antidumping* a la importación, encontrando que estas aumentan hacia los no miembros del ACP (en relación con los miembros) tras la implementación de aquellos acuerdos.

Este artículo también contribuye a una literatura relacionada sobre la sustitución intertemporal de diferentes instrumentos de política comercial que puede surgir debido a una variedad de diferentes tipos de choques. Por ejemplo, Limão y Tovar (2011) estudian la sustitución de política comercial en Turquía en el paso de una política centrada en aranceles hacia una que maneja una amplia clase de barreras no arancelarias en respuesta a su entrada a la OMC en 1995 y la formación de una unión aduanera con la Unión Europea. Bown y Tovar (2011) usan el choque «exógeno» de la liberalización del arancel de NMF de la India a principios de la década de 1990 para examinar su sustitución de políticas hacia el *antidumping* y las salvaguardias (BTC) usando el modelo teórico de *protection for sale* de Grossman y Helpman (1994). Finalmente, un número de estudios examinan cómo los compromisos multilaterales en el sistema del GATT / OMC —por ejemplo, aranceles consolidados— actúan como restricciones a los aranceles aplicados y resultan en una sustitución hacia políticas tales como las BTC en respuesta a choques en el volumen de comercio o choques macroeconómicos⁷.

⁷ Bown y Crowley (2013a) usan el entorno de EE.UU. en el cual los aranceles aplicados están constreñidos por los compromisos de la OMC para mostrar cómo el uso del *antidumping* y las salvaguardias puede interpretarse como una respuesta a los incentivos de términos de intercambio y a los choques del volumen comercial consistentes con el modelo de juegos repetidos de Bagwell y Staiger (1990). Usando datos agregados en análisis de varios países que cubren los países de altos ingresos y en desarrollo, respectivamente Bown y Crowley (2013b, 2014) también documentan cómo, en la medida en que los compromisos de la OMC

La Sección 6 concluye con una discusión más expansiva de la interpretación de los resultados a la luz de esta literatura, enigmas y preguntas adicionales que surgen, y algunas direcciones para la investigación futura.

2. EL AMBIENTE INSTITUCIONAL DE POLÍTICA COMERCIAL PARA ARGENTINA Y BRASIL, 1990-2001

2.1. EL ÁREA DE LIBRE COMERCIO (1990-1994) Y LA UNIÓN ADUANERA (1995-2001) DE MERCOSUR

El Mercosur se originó como un acuerdo de libre comercio entre Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay bajo el Tratado de Asunción, el cual fue firmado el 26 de marzo de 1991⁸. Tras una caída substancial de aranceles internos en 1991 (ver el gráfico 1), el acuerdo incluyó sucesivas reducciones de aranceles para llegar a un arancel cero en la mayoría de bienes para el final de 1994 (ver Anexo 1 del Tratado de Asunción). El Tratado estableció la intención de formar un mercado común para el 31 de diciembre de 1994, lo que incluiría el establecimiento de un arancel externo común (artículo 1 del Tratado de Asunción).

El segundo gran paso para el proceso de integración tuvo lugar con el Protocolo de Ouro Preto, el cual fue firmado el 16 de diciembre de 1994. El Protocolo «enmendó el Tratado de Asunción en relación con las estructuras institucionales del bloque económico, transformando el Mercosur de un área de libre comercio a una unión aduanera» (MSU, 2016)⁹. También creó la «Comisión de Comercio de Mercosur», la cual estaría a cargo de supervisar la aplicación de los instrumentos comunes de política comercial para el funcionamiento de la unión aduanera (artículo 16 del Protocolo).

El gráfico 1 muestra los aranceles de NMF promedio aplicados para Argentina y Brasil, así como los aranceles bilaterales preferenciales que cada uno de estos países concedió al otro como parte del Mercosur. Los aranceles de NMF aplicados difieren substancialmente antes del periodo de la unión aduanera hasta converger alrededor de 1995. Además, y como hemos ya notado, solo hubo reducciones modestas en los aranceles de NMF aplicados por estos países después de 1995. En efecto, en el periodo posterior al de la muestra para la estimación que introducimos más abajo, los aranceles virtualmente

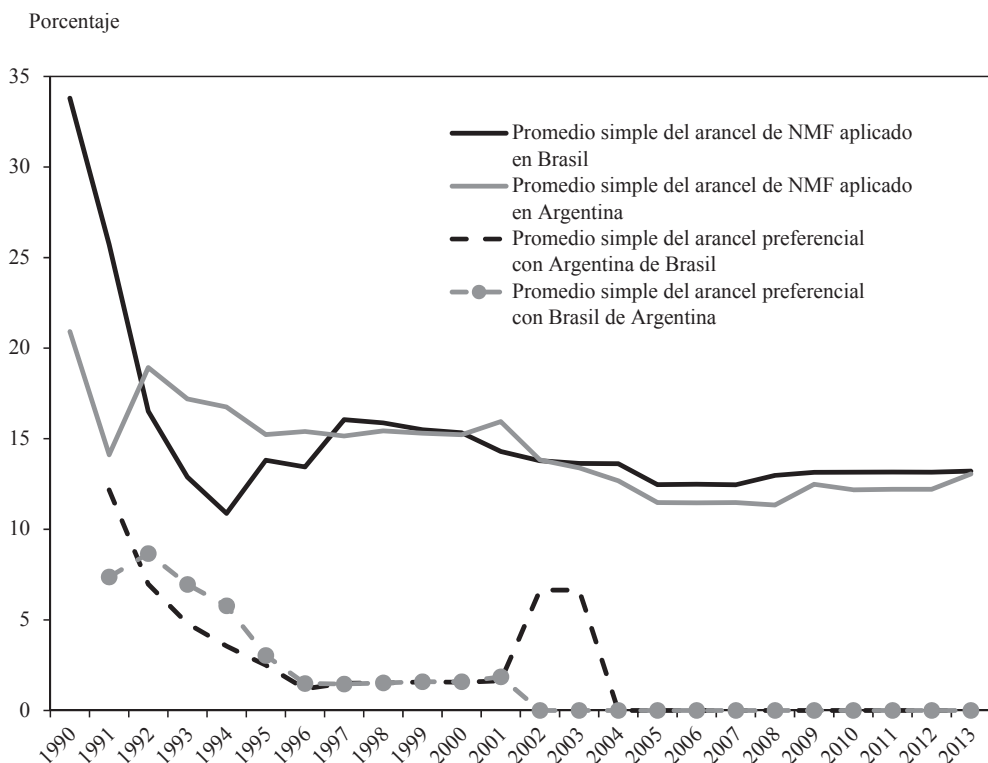
han constreñido los aranceles aplicados en el tiempo, los países cambian hacia el uso de BTC en respuesta a apreciaciones del tipo de cambio real, incrementos en el desempleo, y desaceleración del crecimiento económico.

⁸ Se formó sobre la base de acuerdos previos que dieron forma a la agenda de integración entre Argentina y Brasil desde 1986; sin embargo, no hubo ninguna liberalización arancelaria grande hasta el final de 1990 (Bohara, Gawande y Sanguinetti, 2004). Venezuela entró en 2006 y Bolivia está en el proceso de volverse un miembro.

⁹ Ver también Bohara, Gawande y Sanguinetti (2004). Algunos productos recibirían exenciones temporales del arancel externo común.

no cambiaron: el promedio del arancel de NMF de Argentina fue 13,8% en 2002 y 13,1% en 2013, en Brasil el arancel de NMF fue 13,8% en 2002 y 13,2% en 2013. Esto sugiere que puede ser importante entender lo que tuvo lugar en la década de 1990, ya que eso puede haber estancado el nivel de la liberalización de NMF en adelante¹⁰.

Gráfico 1. Promedios de los aranceles de NMF aplicados y los aranceles preferenciales de Argentina y Brasil, 1990-2013



Fuente: Cálculo de los autores basado en los datos de Estevadeordal *et al.* (2008), UNCTAD (TRAINS) y WTO.

2.2. POLÍTICAS DE BARRERAS TEMPORALES AL COMERCIO DE *ANTIDUMPING* Y *SALVAGUARDIAS*

La legislación *antidumping* en Argentina se origina en 1972 (Moore, 2011), y también ha tenido aranceles compensatorios (AC) y salvaguardias (SG) durante parte de nuestro periodo de estudio, aunque estos han sido usadas con mucho menos frecuencia que el *antidumping*. En 1994, el gobierno modificó la legislación en las BTC para empezar a alinearlas con los recién surgidos acuerdos de la OMC. Ese año, el gobierno creó una

¹⁰ Aunque no se muestre aquí, esta experiencia es muy diferente a la de un número de otros países en Estevadeordal *et al.* (2008). Por ejemplo, países como Chile, Colombia, Perú y México tienen aranceles de NMF promedio mucho más bajos en 2013 que aquellos que tenían en 1995 o incluso 2002.

Comisión Nacional de Comercio Exterior (CNCE), que empezó a operar en 1995 y tuvo la tarea de determinar el daño (por *antidumping*, SG y AC) y recomendar la imposición de medidas al ministro de Economía. Los márgenes de subsidio y de *dumping* son determinados por el secretario de Industria y Comercio (Nogués y Baracat, 2006). Después de la introducción de nuevas regulaciones *antidumping* (AD) y la creación de la CNCE, Argentina se ha vuelto posteriormente uno de los principales usuarios de AD en el mundo.

El gobierno argentino incluyó una cláusula de interés nacional que permitía denegar las medidas *antidumping* incluso si el *dumping* y el daño son encontrados. La legislación AD Argentina también permite la libertad de aplicar un arancel menor. Inicialmente, las medidas AD fueron usualmente aplicadas por dos o tres años, pero, después de 1998, la duración se ha incrementado y algunas medidas son impuestas por cinco años. El Tratado de Asunción entre los países de Mercosur permite a sus miembros usar el *antidumping* y los derechos compensatorios contra sus socios. El Mercosur no ha incluido su propio mecanismo (interno) de salvaguardias, y el uso de estas entre los miembros está prohibido (Nogués y Baracat, 2006)¹¹.

Cuando el proceso de reforma comercial empezó a finales de la década de 1980, Brasil también introdujo su legislación para el uso de BTC, para poder lidiar con los cambios potenciales en las condiciones económicas o políticas que podrían surgir como resultado de la liberalización comercial. La reforma comercial coincidió con un incremento en el uso de las BTC (Olarreaga y Vaillant, 2011). En 1987, Brasil ratificó los Códigos de la Ronda de Tokyo del GATT con respecto al *antidumping* y los AC y la Comisión de Política Aduanera (CPA) fue encargada de implementar los acuerdos y determinar el AD y los AC. En 1995, el gobierno creó la Cámara de Comercio Exterior (Camex), que es una agencia supervisora dirigida por un consejo de seis ministros y presidida por el Ministerio de Desarrollo, Industria y Comercio. Las investigaciones para BTC son conducidas por el Departamento de Defensa Comercial en el Ministerio de Desarrollo, Industria y Comercio Exterior. La decisión de si se impone un arancel es tomada por Camex. El primer decreto concerniente a medidas de salvaguardia fue introducido en 1995 y la primera gran investigación de Brasil respecto a salvaguardias tuvo lugar en 1996. En 1995, Brasil también adicionó una provisión de interés nacional que permite a Camex no imponer una medida de AD incluso si la determinación de la investigación es afirmativa. También agregó una regla de arancel menor (Kume y Piani, 2006).

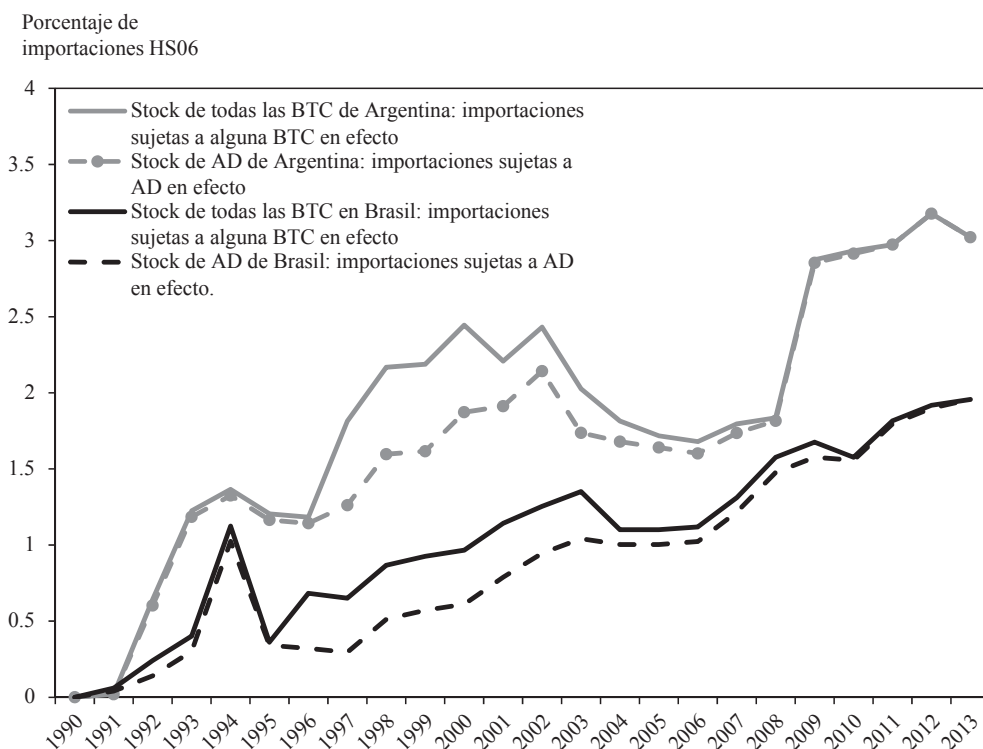
En suma, ambos, Argentina y Brasil se volvieron grandes usuarios de BTC durante la década de 1990, uniéndose a la Unión Europea y los EE.UU., así como a otras economías de mercado emergentes como China, India, Turquía y México (Bown, 2011).

¹¹ El uso de SG entre miembros solo estuvo permitido hasta el final de 1994 y bajo circunstancias excepcionales (ver Anexo IV del Tratado de Asunción).

El gráfico 2 muestra el porcentaje de importaciones cubiertas por todas las BTC en efecto (líneas sólidas) y únicamente por el AD (línea punteada) en Argentina y en Brasil para el periodo entre 1990 y 2013. Además, mientras el gráfico 1 muestra una caída en los aranceles aplicados (tanto de NMF como preferenciales) durante los noventa en Argentina y Brasil, el gráfico 2 muestra que el *stock* de BTC aplicadas se incrementó durante el mismo periodo para estos países. Esto también sirve para motivar la importancia de tomar en cuenta el uso de estos instrumentos discretionales de política en conjunto con los aranceles de importación aplicados cuando se examina la liberalización del comercio en estos países. El gráfico muestra que Argentina ha sido un usuario más activo que Brasil de estas políticas de BTC.

Las cifras de BTC en Argentina y Brasil sugieren que un enfoque empírico en los datos de aranceles aplicados durante el periodo 1990-2001 puede que no capture la imagen completa de las políticas de protección de importaciones. Además, más allá de las diferencias de niveles aparentes en el gráfico 2, Argentina y Brasil difieren en su uso de estas BTC de otras maneras que son relevantes económicamente para nuestro análisis.

Gráfico 2. La cobertura de importación por BTC en Argentina y Brasil, 1990-2013



Fuente: Cálculo de los autores usando datos del Temporary Trade Barriers Database (Bown, 2015b).

Como se indica en la Tabla 1, existen diferencias marcadas en algunos de los socios comerciales afectados por las políticas *antidumping* de cada uno de estos dos países durante el periodo. Argentina inició un total de 215 investigaciones AD en el periodo 1990-2001, de las cuales 50 fueron contra Brasil. En el periodo 1990-1994, inició 22 investigaciones contra Brasil y en 1995-2001 inició 28. En contraste, Brasil inició 150 investigaciones AD en el periodo 1990-2001, pero solo tres apuntaron a Argentina. Inició una investigación contra Argentina en el periodo 1990-1994, y dos en el periodo 1995-2001¹². Así, mientras ambos países fueron frecuentes usuarios del AD durante el periodo, la primera gran diferencia entre ellos es que Argentina frecuentemente investigó a Brasil, mientras que Brasil rara vez usó AD contra Argentina. Una implicancia importante de esto es que, incluso durante el periodo 1995-2001, Mercosur no fue siquiera un ALC «pura» entre ambos países. Un número significativo de barreras a la importación impidieron el comercio bilateral entre ambos, incluso para productos en los que el arancel bilateral puede haberse reducido a cero.

Aparte de sus usos de BTC el uno contra el otro, ¿existe un patrón común en las BTC que cada país aplicó contra países no miembros del Mercosur? ¿Existe alguna evidencia de coordinación en su uso de BTC durante el periodo de la unión aduanera en particular? Hay poca evidencia en la Tabla 1 parece sugerir aquello, ya que Argentina y Brasil usaron BTC para enfrentar importación de diferentes países. Los principales países exportadores objetivo fueron bastante diferentes en cada país durante el periodo de unión aduanera. Solo China (un objetivo común mundialmente) y la UE están entre el top 5 de los objetivos de ambos países; y dentro de la UE, Argentina y Brasil también tendieron a enfocarse en diferentes países exportadores¹³.

Aunque no se muestra aquí, también hay considerables diferencias en los sectores que cada país ha sometido a BTC. Por ejemplo, durante 1990 a 1994, Argentina tendió a concentrar su actividad *antidumping* en sectores como los metales (18 investigaciones), maquinaria /eléctrica (17), y textiles (6). Por otro lado, Brasil tendió durante este periodo a aplicar investigaciones AD a los químicos (18), metales (17), y productos vegetales (6). Incluso durante el periodo de unión aduanera de 1995-2001 se mantuvieron importantes diferencias al nivel de sectores: Argentina usó el AD principalmente en metales (44 investigaciones) y maquinaria/eléctrica (31); mientras que Brasil usó el *antidumping* sobre los químicos (28 investigaciones) y los plásticos/caucho (26).

¹² Existen patrones similares para las restricciones de importación AD impuestas. Argentina impuso 16 medidas AD contra Brasil durante 1990-1994 y 26 en 1995-2011. Mientras que Brasil solo impuso una medida AD (un compromiso de precio) contra Argentina en cada subperiodo.

¹³ Argentina se enfocó sobre todo en España (con seis iniciaciones); mientras que Brasil principalmente se enfocó en Alemania y el Reino Unido (con cuatro iniciaciones contra cada uno).

Tabla 1. El uso de *antidumping* de Argentina y Brasil por país exportador objetivo

A. Argentina

| 1990-1994 | | | | 1995-2001 | | | |
|--------------------------|----------------|--|---------------|--------------------------|----------------|--|---------------|
| País exportador objetivo | | Investigaciones AD (porcentaje del total) | | País exportador objetivo | | Investigaciones AD (porcentaje del total) | |
| Puesto | | | | Puesto | | | |
| 1 | Brasil | 22 | (0,33) | 1 | Brasil | 28 | (0,19) |
| 2 | Unión Europea | 10 | (0,15) | 2 | China | 28 | (0,19) |
| 3 | China | 6 | (0,09) | 3 | Unión Europea | 27 | (0,18) |
| 4 | Corea del Sur | 5 | (0,07) | 4 | Sudáfrica | 9 | (0,06) |
| 5 | México | 3 | (0,04) | 5 | Corea del Sur | 8 | (0,05) |
| 6 | Estados Unidos | 3 | (0,04) | 6 | Estados Unidos | 8 | (0,05) |
| 7 | Colombia | 2 | (0,03) | 7 | Chile | 6 | (0,04) |
| 8 | Japón | 2 | (0,03) | 8 | Taiwan | 6 | (0,04) |
| 9 | Taiwan | 2 | (0,03) | 9 | Czech Republic | 2 | (0,01) |
| 10 | Australia | 1 | (0,01) | 10 | Indonesia | 2 | (0,01) |
| | Otros | 11 | (0,16) | | Otros | 24 | (0,16) |
| | Total | 67 | (1,00) | | Total | 148 | (1,00) |

B. Brasil

| 1990-1994 | | | | 1995-2001 | | | |
|--------------------------|----------------|--|---------------|--------------------------|----------------|--|---------------|
| País exportador objetivo | | Investigaciones AD (porcentaje del total) | | País exportador objetivo | | Investigaciones AD (porcentaje del total) | |
| Puesto | | | | Puesto | | | |
| 1 | Estados Unidos | 14 | (0,23) | 1 | Unión Europea | 21 | (0,23) |
| 2 | China | 5 | (0,08) | 2 | China | 11 | (0,12) |
| 3 | Indonesia | 4 | (0,07) | 3 | Estados Unidos | 11 | (0,12) |
| 4 | Rusia | 4 | (0,07) | 4 | Chile | 3 | (0,03) |
| 5 | Unión Europea | 4 | (0,07) | 5 | Japón | 3 | (0,03) |
| 6 | Bangladesh | 3 | (0,05) | 6 | Corea del Sur | 3 | (0,03) |
| 7 | Ucrania | 3 | (0,05) | 7 | Rumania | 3 | (0,03) |
| 8 | Canadá | 2 | (0,03) | 8 | Venezuela | 3 | (0,03) |
| 9 | Kazakhstan | 2 | (0,03) | 9 | Sudáfrica | 3 | (0,03) |
| 10 | México | 2 | (0,03) | 10 | Argentina | 2 | (0,02) |
| | Otros | 17 | (0,28) | | Otros | 27 | (0,30) |
| | Total | 60 | (1,00) | | Total | 90 | (1,00) |

Fuente: Cálculo de los autores usando datos del Temporary Trade Barriers Database (Bown, 2015b).

Con respecto a las salvaguardias, no hubo iniciaciones durante el periodo del ALC (1990-1994). En el periodo de unión aduanera, la Argentina inició cinco investigaciones de SG, cuatro de las cuales llevaron a la imposición de medidas. Brasil inició dos investigaciones de SG durante el mismo periodo, y ambas llevaron a la imposición

de medidas. En el caso argentino, las medidas impuestas fueron a las importaciones de calzado, motocicletas y duraznos¹⁴. Brasil, por otro lado, impuso restricciones a la importación de juguetes y cocos.

Las diferencias en los productos y los socios comerciales a los que se les aplicó las BTC entre Argentina y Brasil muestran la ausencia de coordinación en el uso de BTC, incluso durante el periodo de la unión aduanera. Retornaremos a esta importante evidencia más abajo cuando preguntamos si es realmente factible esperar que los dos países exploten el poder de mercado (conjunto) dado que estos no están aplicando la misma política comercial externa común. Más aún, aquella variación afecta diferencialmente tanto a la variable explicativa (que mide la liberalización preferencial) como a la variable dependiente (de cambios en la política comercial hacia los no miembros de Mercosur) que introduciremos a continuación.

3. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y DATOS

3.1. EL MODELO ECONOMETRICO

Estamos interesados en la relación entre los cambios en el nivel de la protección a las importaciones que el país j ofrece al país k bajo su acuerdo de comercio preferencial en la industria i , y cómo esto afecta los cambios en el nivel de la protección a importaciones que el país j ofrece a otros socios comerciales ($-k$) en el resto del mundo que no es parte del acuerdo. Empezamos con la ecuación general de estimación, una leve variación del modelo en Estevadeordal *et al.* (2008), dada por:

$$\Delta\tau_i^{-k} = \alpha + \beta(L.\Delta Pref_i^k) + x_i\theta + \varepsilon_i \quad (1)$$

En la ecuación (1), $\Delta\tau_i^{-k}$ representa el cambio en el nivel de la protección a importaciones que el país j ofrece a los no miembros del acuerdo de comercio preferencial (los países $-k$) en la industria i y $L.\Delta Pref_i^k$ denota el cambio rezagado en la protección bilateral aplicada a las importaciones —es decir, típicamente capturando *liberalización* preferencial, dado el periodo de tiempo escogido para el estudio— que el país j ofrece al país miembro k del ACP en la industria i . El vector x_i incorpora otras variables que pueden influenciar en los cambios en la protección comercial, y ε_i denota el término de error.

¹⁴ La SG en calzado fue impuesta en 1997, después de un incremento de casi un 25% en el valor de las importaciones entre 1993 y 1997. En el mismo periodo, y luego de la reducción de aranceles contra Brasil implementada bajo el Mercosur, hubo un cambio composicional sustancial en la fuente de estas importaciones. Las importaciones de Brasil aumentaron en cerca de 500%, mientras que las importaciones del resto del mundo cayeron en 15% (y el arancel de NMF de Argentina se incrementó de un 20% en 1993 a un 33% 1998). Sin embargo, en la aplicación de la SG, Argentina tomó la controversial decisión de eximir las importaciones de los socios del Mercosur como Brasil. Las importaciones brasileñas continuaron creciendo los años posteriores, mientras que las importaciones de socios fuera del Mercosur continuaron cayendo. Para una discusión más amplia del caso, ver Bown, Karacaovali y Tovar (2015).

El coeficiente de interés principal en la ecuación (1) es β . Si $\hat{\beta} > 0$, entonces después de que el país j liberaliza preferencialmente hacia k , el país j también reduce sus niveles de protección a la importación hacia países $-k$ en la industria i , y por tanto la liberalización preferencial es interpretada como un *building block* para la liberalización hacia países externos al ACP. Por el contrario, $\hat{\beta} < 0$ indicaría que el país incrementó sus niveles de protecciones de importación frente a los países externos al acuerdo tras un episodio de liberalización preferencial, y sería entonces evidencia de un efecto de *stumbling block* de la liberalización preferencial.

La literatura hasta el momento, y en particular la metodología de Estevadeordal *et al.* (2008) a partir de la cual nosotros hemos trabajado, ha definido $\Delta\tau_i^{-k}$ como el cambio en el arancel de NMF que el país j aplica hacia las importaciones de los países no socios del ACP, y ha definido $L.\Delta Pref_i^k$ como el cambio rezagado en el arancel preferencial que el país j aplica hacia las importaciones de su socio k del ACP. La primera contribución de nuestro artículo es redefinir cada una de estas mediciones de la protección de importación para que puedan incluir no solo los aranceles de NMF y bilaterales, sino que también reflejen la potencial aplicación de barreras temporales al comercio por parte del país j —es decir, *antidumping* y salvaguardias— a las importaciones de la industria i .

La decisión de examinar el impacto de unas mediciones más expansivas de las protecciones de importación está nuevamente motivada por los datos sobre Argentina y Brasil que reportamos en la Sección 2. Al mismo tiempo que cada país redujo sus aranceles hacia el otro de manera bilateral e implementó cambios en el arancel de NMF aplicado a los países no miembros de Mercosur, cada uno también implementó independientemente sus propias nuevas protecciones a la importación a través de la aplicación de BTC.

Idealmente, los países aplicarían sus BTC como aranceles *ad valorem*; si este fuese el caso entonces podríamos simplemente redefinir ambos $\Delta\tau_i^{-k}$ y $L.\Delta Pref_i^k$ para reflejar la suma del arancel *ad valorem* aplicado más la barrera temporal al comercio *ad valorem*. Desafortunadamente, muchas (si no la mayoría) de las BTC que Argentina y Brasil aplicaron en el periodo no fueron en la forma *ad valorem*; ellas incluyeron la aplicación de aranceles como derechos específicos, compromisos de precios negociados con exportadores extranjeros, e incluso restricciones cuantitativas (contingente arancelario)¹⁵. Esto implica que, mientras los datos que tenemos revelan el año, el producto y el socio comercial afectado por las BTC aplicadas por Argentina y Brasil, no sabemos la magnitud exacta (*ad valorem* equivalente) de estas barreras como para simplemente sumarlas a

¹⁵ Los compromisos en precios son un resultado de las investigaciones *antidumping* que es similar a las restricciones voluntarias de exportación. Esto es, que el exportador «voluntariamente» acepta aumentar su precio por encima de un umbral que el gobierno que impone la política determina, y si el precio baja por debajo de aquel nivel el gobierno impone un arancel en su lugar. En relación con la metodología de Bown y Tovar (2011) que se enfoca en cómo las BTC afectaron la liberalización de NMF de India, por ejemplo, para Argentina y Brasil durante este periodo hubo mucho más casos en los que implementaron BTC de manera tal que medidas *ad valorem* directas equivalentes de la barrera no están disponibles.

los niveles arancelarios aplicados para construir una medición más comprehensiva de la protección a las importaciones. Por lo tanto, proponemos dos modificaciones que nos permiten incluir la potencialmente valiosa información respecto de las BTC que tenemos a nuestra disposición, incluso si no conocemos exactamente sus niveles *ad valorem*.

La primera modificación implica redefinir la variable dependiente del cambio del nivel de protección a la importación con respecto a las importaciones de los no miembros del ACP. Nuestra metodología pasa por construir una variable ordenada y categórica que combine información de la dirección del cambio en el arancel de NMF aplicado con la información sobre la existencia de cualquier potencialmente nueva BTC impuesta contra los países no miembros del ACP. Como se muestra en la Tabla 2, hemos definido esta variable de cambio en la protección a las importaciones como pudiendo pertenecer a una de tres categorías, donde el valor más alto captura un incremento en la protección a las importaciones de los no miembros, el menor valor captura una caída en la protección a las importaciones hacia los no miembros, y el valor intermedio captura la ausencia de cambio en el nivel de protección hacia los no miembros.

Tabla 2. Caracterización de las variables de política comercial usadas en la estimación

| Variable dependiente: $\Delta\tau_i^{-k}$ | Cambios observados en los aranceles de NMF y las BTC |
|--|---|
| 2: Aumento en la protección de importación hacia $-k$ | <ul style="list-style-type: none"> • El arancel NMF aumenta, BTC impuesta hacia $-k$ • El arancel NMF aumenta, BTC no impuesta hacia $-k$ • El arancel NMF no cambia, BTC impuesta hacia $-k$ |
| 1: Ausencia de cambio en la protección de importación hacia $-k$ | <ul style="list-style-type: none"> • El arancel NMF no cambia, BTC no impuesta hacia $-k$ • El arancel NMF disminuye, BTC impuesta hacia $-k$ |
| 0: Reducción en la protección de importación hacia $-k$ | <ul style="list-style-type: none"> • El arancel NMF disminuye, BTC no impuesta hacia $-k$ |
| Variable explicativa: $L.\Delta Pref_i^k$ | Cambios observados en los aranceles bilaterales (ACP) Y BTC |
| Cambio en el arancel bilateral hacia k | <ul style="list-style-type: none"> • El arancel bilateral disminuye, BTC no impuesta hacia k • El arancel bilateral no cambia, BTC no impuesta hacia k |
| Cero | <ul style="list-style-type: none"> • El arancel bilateral disminuye, BTC impuesta hacia k • El arancel bilateral no cambia, BTC impuesta hacia k |

En términos de la estimación econométrica, estimamos, por lo tanto, la siguiente ecuación para un modelo probit ordenado:

$$y_i^* = \beta(L.\Delta Pref_i^k) + x_i\theta + \mu_i, \tag{2}$$

donde y_i^* es una variable latente que representa $\Delta\tau_i^{-k}$ (que no es observable), tal que:

$$\begin{aligned}
 y_i &= 0 \text{ si } y_i^* \leq \alpha_1 \\
 y_i &= 1 \text{ si } \alpha_1 < y_i^* \leq \alpha_2 \\
 y_i &= 2 \text{ si } y_i^* > \alpha_2.
 \end{aligned}$$

Aquí α_1 y α_2 son puntos de corte desconocidos, y los tres posibles resultados están asignados como se describe en la Tabla 2¹⁶.

La segunda modificación involucra redefinir la variable explicativa clave de interés para permitir la influencia potencial de la implementación de BTC de un país j contra un socio k del ACP. Nuevamente, aunque los datos revelan el producto y los tiempos de todas las BTC que el país j ha impuesto a su socio k del ACP en el sector i , no podemos medir el tamaño (equivalente *ad valorem*) de las BTC. Primero, continuamos definiendo $L.\Delta Pref_i^k$ como el cambio rezagado en el nivel del arancel bilateral a la importación si el país j no aplica una BTC hacia las importaciones de su socio k en el sector i . Sin embargo, si el país j aplica una BTC a las importaciones de k en el sector i , entonces tenemos $L.\Delta Pref_i^k \equiv 0$, es decir, suponemos que no hay cambio en el nivel rezagado de la protección bilateral a las importaciones¹⁷. También resumimos la caracterización completa de la variable elicitiva clave en la Tabla 2¹⁸.

3.2. METOLOGÍA ECONÓMÉTRICA, ESTIMACIÓN VI, Y DATOS

La literatura previa ha identificado un número de problemas econométricos que surgen cuando se estiman modelos de la relación entre los cambios en los niveles de protección a importaciones que un país aplica a los miembros y no miembros de un ACP. Presentamos estos temas brevemente aquí; para una discusión a mayor profundidad ver Estevadeordal *et al.* (2008), dado que esencialmente adoptamos su motivación y aproximación para lidiar con estos asuntos. En particular, nos enfocamos en un subconjunto de su muestra de diez países y analizamos las políticas de Argentina y Brasil, las dos economías más grandes del Mercosur, durante el periodo 1990-2001.

Debemos considerar primero las mediciones de la protección a la importación. Rezagamos $\Delta Pref_i^k$ un año dado que el componente de arancel bilateral está programado por los términos del acuerdo del Mercosur, y así predeterminado en relación con el arancel de NMF (o BTC). Adicionalmente, adoptar un rezago ayuda a disminuir el sesgo de simultaneidad. Segundo, definimos el arancel preferencial en la industria i en un año dado como el mínimo del arancel preferencial que el país aplica en el sector i en aquel año a cualquiera de sus socios del Mercosur. Finalmente, en la estimación, eliminamos las observaciones para las cuales los aranceles de NMF están fijados en cero.

¹⁶ Para más detalles sobre el modelo probit ordenado, ver, por ejemplo, Wooldridge (2010).

¹⁷ Esto supone implícitamente que el tamaño del equivalente *ad valorem* a las restricciones AD/SG es igual al tamaño de la reducción del arancel preferencial. En algunos casos, los países imponen BTC que son mucho más grandes que el tamaño de la reducción del arancel preferencial, lo que indicaría que este supuesto es conservador. Por otro lado, estas BTC son típicamente aplicadas en solo un subconjunto de productos dentro de una industria de cuatro dígitos ISIC, por lo que en ese caso el supuesto sería riguroso.

¹⁸ En teoría es también posible que exista una tercera categoría, donde un país incrementa sus niveles aplicados de aranceles bilaterales. Sin embargo, no hay caso en nuestros datos para los cuales los aranceles bilaterales (solamente) se incrementen en la práctica durante la muestra; o se reducen o se mantienen sin cambios

Si el arancel de NMF es cero, el arancel preferencial también deberá ser establecido en cero y eso puede sesgar los resultados.

Los datos del componente del arancel preferencial en $\Delta Pref_i^k$ vienen de los calendarios de aranceles de Mercosur, que establecen cómo los aranceles se verán reducidos en el tiempo en cada país y producto. Los aranceles están agregados como promedios simples en cerca de un centenar de industrias de cuatro dígitos según la clasificación ISIC¹⁹. En el periodo que precede el año en que el país otorga la primera preferencia en un sector dado, el arancel preferencial es fijado igual al arancel de NMF, y de esta manera el impacto de la primera reducción del arancel preferencial será capturado. Además, cuando un país no ofrece ninguna preferencia en un sector dado en el año t y $t - 1$, establecemos el cambio en el arancel preferencial en cero, dado que un cambio en el arancel de NMF en tal caso *no* estará relacionado a cambios en los aranceles preferenciales.

Los datos requeridos para el componente de arancel de NMF aplicado de la variable dependiente $\Delta \tau_i^{-k}$ son tomados de Unctad (Trains), la OMC, y están disponibles a través del Banco Mundial de manera online en el World Integrated Trade Solution (WITS).

En nuestras especificaciones principales de interés, nuestras mediciones de cambios del nivel de protección a importaciones $\Delta \tau_i^{-k}$ y $\Delta Pref_i^k$, incluyen no solo el cambio en el arancel de NMF aplicado y en el arancel preferencial respectivamente, sino también las BTC (restricciones de importaciones por AD y SG) impuestas contra el resto del mundo y el socio del Mercosur. Por ejemplo, si Argentina disminuye su arancel preferencial contra a Brasil bajo el Mercosur, pero luego impone un AD o SG contra Brasil en el mismo producto, está contrarrestando algo de la liberalización arancelaria. De manera similar, suponemos que si Argentina (o Brasil) impone un arancel AD o SG contra un país no miembro del Mercosur, revierte el recorte del arancel de NMF que podría haber ocurrido luego de la liberalización preferencial. Más precisamente, si Argentina impone cualquier restricción a la importación vía AD o SG contra Brasil durante uno de nuestros periodos de la muestra, lo consideramos como una reversión de la liberalización (arancelaria) preferencial implementada durante el mismo periodo. La variable dependiente está definida de manera similar. (Ver nuevamente la Tabla 2). Los datos de restricciones por AD o SG vienen de fuentes gubernamentales de aquellos países, como se describe en la *Temporary Trade Barriers Database* (Bown, 2015b).

Segundo, ajustamos la línea de base del enfoque de Estevadeordal *et al.* (2008) examinando los cambios en las variables definidas como diferencias largas. Las diferencias largas nos permiten tomar en consideración la acumulación de un número de BTC impuestas recientemente que puedan haber aumentado en el tiempo, dado que nuestro

¹⁹ Agradecemos a Estevadeordal, Freund y Ornelas por compartir sus datos. Como está explicado en Estevadeordal *et al.* (2008), los datos de aranceles preferenciales tuvieron que ser convertidos a una nomenclatura común utilizando la clasificación de cuatro dígitos del ISIC, debido a que los ACP negociados durante el periodo de la muestra usan diferentes nomenclaturas arancelarias. (p.ej. Nandina, Naladisa, HS) y tablas para la conversión solo están disponibles en códigos ISIC.

principal interés es la pregunta respecto a si, al final de dichos periodos, el efecto acumulado es de un *building block* o de un *stumbling block*²⁰. Más específicamente, la muestra de estimación usa los cambios en la protección de importación bilateral (potencial liberalización preferencial) que tienen lugar entre 1990-2000, que también dividimos en dos subperiodos: 1990-1994 y 1994-2000. El periodo 1990-1994 captura el momento de Mercosur como un área de libre comercio, mientras que el periodo 1994-2000 lo hace cuando Mercosur deviene en una unión aduanera²¹. Cuando Argentina impone una medida *antidumping* o salvaguardia de restricción de las importaciones contra Brasil en un sector dado durante el periodo en consideración (1990-1994, 1994-2000, o 1990-2000), lo consideramos como un indicador de una reversión en el recorte del arancel preferencial durante el mismo periodo²².

Una tercera preocupación es el potencial de una endogeneidad de los cambios en los niveles preferenciales y externos de la protección a importaciones, especialmente si la liberalización preferencial está sometida a una causalidad inversa. Dado que los aranceles bilaterales son negociados en el acuerdo y su reducción tiene lugar en el tiempo bajo un calendario específico (también definido durante las negociaciones), los cambios en los aranceles preferenciales están predeterminados a cambios en los aranceles de NMF y a la imposición de restricciones a la importación por AD o SG. No obstante, si algunos cambios de los aranceles de NMF fueron esperados en el momento en que las preferencias estaban siendo negociadas, estos podrían haber afectado el nivel de esas preferencias. Para lidiar con esto, también seguimos a Estevadeordal *et al.* (2008) utilizando un enfoque de variables instrumentales (VI) donde instrumentalizamos para el cambio en los niveles de liberalización de un país hacia un país miembro del ACP usando los cambios en los aranceles preferenciales implementados por sus socios del ACP²³. Las correlaciones entre los aranceles preferenciales en un acuerdo son generalmente altas, y son instrumentos válidos en la medida en que los aranceles preferenciales de los *socios* de un país no estén influenciados por los mismos factores que determinan los aranceles de NMF o las BTC del *propio* país.

En algunas de las especificaciones que definen la liberalización preferencial en el periodo 1990-1994 o 1990-2000, los cambios en los aranceles preferenciales de los socios

²⁰ El método de Estevadeordal *et al.* (2008) involucra una estructura panel con frecuencia anual. Dado que ellos están interesados en explotar los aspectos de la comparación de varios países en sus datos de maneras que son menos relevantes para las preguntas que tenemos aquí (que se enfocan en Argentina y Brasil), los datos de alta frecuencia les permiten utilizar efectos fijos por industria. Al examinar las diferencias largas, no necesitamos controlar los otros determinantes (p.ej., los choques macroeconómicos, choques de volumen comercial, choques político económicos) que la literatura ha mostrado que afectan la variación intertemporal en el uso de BTC en frecuencias más altas. Ver, por ejemplo, la discusión en Bown y Crowley (2016).

²¹ Los cambios en la variable dependiente están definidos un año en adelantado en relación con la liberalización preferencial, esto es, de 1991-1995, 1995-2001, o 1991-2001, respectivamente.

²² Cuando la estimación es realizada en la muestra para Brasil y Brasil impone un AD/SG contra Argentina, la variable es definida análogamente.

²³ Usamos los cambios en los aranceles preferenciales de los tres principales socios preferenciales del país, como en Estevadeordal *et al.* (2008), los que para Argentina y Brasil son los otros miembros del Mercosur.

del país pueden no estar altamente correlacionados con los cambios en los aranceles preferenciales del propio país, debido a que en 19 el arancel preferencial fue efectivamente el arancel de NMF, que puede variar más entre los países del Mercosur. En estos casos recurrimos por lo tanto a otros instrumentos²⁴. Usamos los cambios en los índices de ventaja comparativa revelada (VCR) para los socios del Mercosur en el periodo 1990-1994 para instrumentalizar por la liberalización preferencial de Argentina (o Brasil) en cada periodo muestral²⁵. Si un socio tiene una mayor ventaja comparativa en cierto bien entonces esto puede afectar el arancel preferencial que Argentina da a ese socio, dado que el socio puede beneficiarse más de una preferencia en aquel bien. Calculamos así un índice de VCR que se basa en Balassa (1965) para cada sector de cuatro dígitos ISIC y país. El índice está dado por $VCR = (X_{ij}/X_j) / (X_{iw}/X_w)$, donde X_{ij} y X_j denotan las exportaciones del producto i por el país j y el total de exportaciones por el país j , respectivamente, y X_{iw} y X_w son las exportaciones del producto i y el total de exportaciones por el mundo respectivamente. Un valor mayor que uno indica que el país tiene una ventaja comparativa revelada en este producto en relación con el mundo. Obtenemos los datos de exportaciones bilaterales para construir los índices de ventaja comparativa revelada de UN Comtrade. El cuarto asunto involucra la otra contribución potencial de nuestro artículo, que es la búsqueda explicaciones para potenciales causas de la variación en los resultados de la liberalización comercial relativa que observamos en Argentina y Brasil. En particular, dado que Mercosur eventualmente se transformó en una unión aduanera durante este periodo, exploramos si sus miembros podrían ser capaces de explotar su poder de mercado conjunto a través de un arancel externo común. Esto es ilustrado por un número de artículos teóricos que han mostrado cómo una unión aduanera puede crear nuevos incentivos en sus miembros para incrementar los niveles externos de protección a importaciones respecto a cuándo el acuerdo era «solo» un área de libre comercio²⁶.

Para capturar este efecto potencial, introducimos medidas del poder de mercado que se basan en estimados de la inversa de la elasticidad de oferta de exportaciones

²⁴ Es difícil encontrar instrumentos para los aranceles preferenciales, como lo discute Estevadeordal *et al.* (2008). Los aranceles son usualmente instrumentalizados usando variables como los ratios capital/trabajo, u otras características de la industria del país importador; esto sería inapropiado dado que se relacionan tanto con los aranceles preferenciales como con los de NMF.

²⁵ Los datos de exportaciones de WITS están disponibles para la mayoría de países desde alrededor de 1990. Excluimos Uruguay debido a que sus datos de exportaciones empiezan recién en 1994.

²⁶ Por ejemplo, Kennan y Riezman (1990) demuestran la existencia de una externalidad arancelaria que aparece bajo una unión aduanera. Cuando un país impone un arancel, los términos de intercambio del otro país miembro mejoran cuando es también un importador de tal bien, y esta externalidad es internalizada bajo una unión aduanera debido a que los aranceles son definidos conjuntamente. Este efecto de coordinación de aranceles significa que, al coordinar sus aranceles como un país más grande, los miembros querrán subir sus aranceles externos para mover sus términos de intercambio a su favor. Krugman (1991) muestra que los aranceles externos van a subir tras la formación de una unión aduanera debido a que sus miembros querrán tomar ventaja del tamaño incrementado del bloque para mejorar sus términos de intercambio. Ver también Bond y Syropoulos (1996) y Syropoulos (1999).

que el país que impone la política enfrenta en cada industria. Para esto usamos las elasticidades de oferta de exportación extranjera recientemente disponibles provistas por Nicita, Olarreaga y Silva (2015). Dado que no hay estimados de las elasticidades de oferta de exportación a las que se enfrenta el Mercosur como un bloque, usamos un proxy para el cambio en el poder de mercado debido a la formación de la unión aduanera calculando primero el mínimo de las elasticidades de oferta de exportaciones a las que se enfrentan los cuatro miembros del Mercosur, y luego midiendo el cambio en la inversa de la elasticidad de oferta de las exportaciones, de aquella del país que impone la política a la mínima elasticidad de oferta de exportaciones de los miembros de Mercosur. Incluimos esta variable del cambio del poder de mercado en x_i en los estimados de la ecuación (2) que describimos en la Sección 5.

Los paneles A y B de la Tabla 3 proveen un resumen estadístico de los datos utilizados en la estimación, calculados para cada uno de nuestros periodos de estimación.

Tabla 3. Resumen estadístico

A. Argentina

| Variable | Media | Desv. Est. | Mínimo | Máximo | Observaciones |
|------------------------------------|--------|------------|--------|--------|---------------|
| <i>1991-1995</i> | | | | | |
| Δ NMF | 1,20 | 0,98 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD | 1,25 | 0,95 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD+SG | 1,25 | 0,95 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel | -15,11 | 4,30 | -24,75 | 0,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD | -12,82 | 6,60 | -24,75 | 0,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD + SG | -12,82 | 6,60 | -24,75 | 0,00 | 93 |
| Market power | 0,67 | 0,47 | 0,00 | 1,00 | 91 |
| <i>1995-2001</i> | | | | | |
| Δ NMF | 1,16 | 0,95 | 0,00 | 2,00 | 91 |
| | | 0,82 | 0,00 | 2,00 | 91 |
| Δ NMF+AD+SG | 1,34 | 0,81 | 0,00 | 2,00 | 91 |
| L, Δ Pref arancel | -3,94 | 2,61 | -13,65 | 1,37 | 91 |
| L, Δ Pref arancel + AD | -2,99 | 2,78 | -13,65 | 0,30 | 91 |
| L, Δ Pref arancel + AD + SG | -2,87 | 2,65 | -13,65 | 0,30 | 91 |
| Δ Market power | 0,66 | 0,48 | 0,00 | 1,00 | 91 |
| <i>1991-2001</i> | | | | | |
| Δ NMF | 1,31 | 0,96 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD | 1,41 | 0,86 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD+SG | 1,41 | 0,86 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel | -19,42 | 4,18 | -27,50 | -7,39 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD | -14,77 | 8,93 | -27,50 | 0,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD + SG | -14,47 | 8,95 | -27,50 | 0,00 | 93 |
| Δ Market power | 0,67 | 0,47 | 0,00 | 1,00 | 91 |

Tabla 3. Resumen estadístico (cont.)

B. Brasil

| Variable | Media | Desv, Est, | Mínimo | Máximo | Observaciones |
|------------------------------------|--------|------------|--------|--------|---------------|
| <i>1991-1995</i> | | | | | |
| Δ NMF | 0,24 | 0,65 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD | 0,37 | 0,69 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD+SG | 0,37 | 0,69 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel | -31,04 | 18,87 | -85,00 | 3,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD | -31,04 | 18,87 | -85,00 | 3,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD + SG | -31,04 | 18,87 | -85,00 | 3,00 | 93 |
| Market power | 0,67 | 0,47 | 0,00 | 1,00 | 91 |
| <i>1995-2001</i> | | | | | |
| Δ NMF | 1,54 | 0,85 | 0,00 | 2,00 | 88 |
| Δ NMF+AD | 1,57 | 0,80 | 0,00 | 2,00 | 88 |
| Δ NMF+AD+SG | 1,57 | 0,80 | 0,00 | 2,00 | 88 |
| L, Δ Pref arancel | -1,55 | 1,66 | -9,10 | 1,16 | 88 |
| L, Δ Pref arancel + AD | -1,54 | 1,67 | -9,10 | 1,16 | 88 |
| L, Δ Pref arancel + AD + SG | -1,42 | 1,63 | -9,10 | 1,16 | 88 |
| Δ Market power | 0,37 | 0,49 | 0,00 | 1,00 | 88 |
| <i>1991-2001</i> | | | | | |
| Δ NMF | 0,33 | 0,75 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD | 0,54 | 0,76 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| Δ NMF+AD+SG | 0,54 | 0,76 | 0,00 | 2,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel | -33,00 | 18,85 | -85,00 | -0,06 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD | -32,66 | 19,15 | -85,00 | 0,00 | 93 |
| L, Δ Pref arancel + AD + SG | -30,76 | 19,26 | -85,00 | 0,00 | 93 |
| Δ Market power | 0,37 | 0,49 | 0,00 | 1,00 | 91 |

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Esta sección presenta los estimados para el modelo de línea de base. Primero estimamos el modelo con datos de los cambios en la política comercial de Argentina antes de re-estimarlo con datos de los cambios en la política comercial en Brasil.

4.1. ESTIMADOS PARA ARGENTINA

La Tabla 4 muestra los resultados de estimar el modelo probit ordenado básico para Argentina. Para facilitar la interpretación, presentamos los estimados de los efectos marginales para el resultado categorial más alto de un incremento en la protección de importación hacia países que no son miembros del Mercosur ($-k$). La variable explicativa

clave en esta regresión básica es $L.\Delta Pref_i^k$, o el cambio rezagado en la protección a las importaciones aplicada por Argentina hacia sus socios del Mercosur. Las columnas (1) – (3) muestran los resultados para las diferencias largas que surgen para el primer sub-periodo, que son cambios en la protección externa a importaciones de Argentina del periodo 1991-1995 en función a la liberalización preferencial de Argentina que tuvo lugar durante 1990-1994. Las columnas (4) – (6) examinan el segundo periodo (1995-2001), y las columnas (7) – (9) investigan el periodo muestral completo (1991-2001).

Tabla 4. Estimados de VI del modelo probit ordenado para Argentina

| | Periodo de estimación y definición de la variable dependiente | | | | | | | | |
|---|---|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------------|--------------------|---------------------|------------------------|
| | 1991-1995 | | | 1995-2001 | | | 1991-2001 | | |
| | ΔNMF | ΔNMF | ΔNMF +AD | ΔNMF | ΔNMF +AD | ΔNMF +AD+SG | ΔNMF | ΔNMF +AD | ΔNMF +AD+SG |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | |
| <i>Efectos marginales estimados para un incremento de la protección (Prob y = 2):</i> | | | | | | | | | |
| $L.\Delta Pref.$ arancel | 0,05** (0,02) | 0,07*** (0,01) | | -0,10*** (0,02) | | | 0,06*** (0,01) | | |
| $L.\Delta Pref.$ arancel + AD | | | 0,00 (0,00) | | -0,10*** (0,02) | | | 0,03*** (0,00) | |
| $L.\Delta Pref.$ arancel + AD + SG | | | | | | -0,12*** (0,01) | | | 0,03*** (0,00) |
| Liberalización Pref. Revertida y protección ↑ hacia ROW | | | 53%- 60% | | 39%- 89% | 37%- 89% | | 62%- 86% | 64%- 86% |
| Liberalización Pref. mantenida y protección ↑ hacia ROW | 60% | 60% | 62%- 65% | 56% | 59%- 66% | 60%- 67% | 66% | 67%- 72% | 66%- 72% |
| Constante cut1 | -2,34** (0,94) | -3,74*** (1,04) | -2,08*** (0,31) | 0,88*** (0,30) | 0,29 (0,29) | 0,44 (0,29) | -4,05*** (0,63) | -1,81*** (0,19) | -1,80*** (0,18) |
| Constante cut2 | | | -2,02*** (0,32) | 1,08*** (0,29) | 0,83*** (0,24) | 1,00*** (0,20) | | -1,66*** (0,23) | -1,66*** (0,22) |
| Observaciones | 93 | 93 | 93 | 91 | 91 | 91 | 93 | 93 | 93 |
| Pseudo R-cuadrado | 0,130 | | | | | | | | |
| Log pseudo- verosimilitud | -54,3 | -317,8 | -377,3 | -271,2 | -290,7 | -284,8 | -319,2 | -410,2 | -410,6 |

Errores estándar robustos en los paréntesis con *, **, and *** indicando diferencia estadística de cero a los niveles de 10, 5 y 1% respectivamente. La columna 1 estima los efectos marginales del modelo probit sin VI. Los instrumentos en las columnas 2-3 y 7-9 son los cambios rezagados en los índices RCA de los socios de Mercosur. Los instrumentos en las columnas 4-6 son los cambios rezagados de los aranceles preferenciales de los socios del Mercosur.

Empecemos con la columna (1), en cuyo caso la variable dependiente es la variable ordenada correspondiente solo al cambio en el arancel de NMF, y la variable explicativa es solo el cambio en el arancel preferencial. Debido a que la especificación no incluye aún la información sobre BTC, es la más cercana en espíritu a Estevadeordal *et al.* (2008), aunque está estimada en largas diferencias (en vez de cambios anuales) y aún no con variables instrumentales. Los estimados muestran lo que puede interpretarse como la existencia de un efecto de *building block*, dado que el efecto marginal del cambio en el arancel preferencial es positivo y significativo al 5%. En la columna (1), una reducción de un 1% en el arancel preferencial de Argentina en el periodo 1990-1994 está asociada a una posterior reducción de un 5,2% en la probabilidad de que Argentina incremente su arancel de NMF en la misma industria. Más precisamente, la probabilidad pronosticada de un incremento en el arancel de NMF cuando se evalúa con los promedios de los datos subyacentes es de 61,6%; el efecto representa una reducción de 61,6% a 56,4%. Similarmente, una reducción de 1% en el arancel preferencial incrementa la probabilidad de una reducción en el arancel de NMF (la categoría más baja) en 5,2%, de 38,4% a 43,6%, lo que representa un incremento de un 14% de la probabilidad²⁷. El valor estimado para el efecto marginal es consistente con la evidencia de Estevadeordal *et al.* (2008) que encontró efectos de *building block* de la liberalización del *arancel* (solamente) preferencial para el caso de las áreas de libre comercio²⁸.

La parte inferior de la Tabla 4 muestra también la información sobre la frecuencia con que ciertas combinaciones de resultados de política surgen en los datos usados en la estimación. Estas estadísticas serán importantes para ayudarnos a interpretar algunos de los resultados que surgen después; por tanto postergamos su discusión para más adelante en esta sección.

Empezando con la columna (2) y a lo largo del resto de la tabla, instrumentalizamos los cambios de los aranceles a la importación aplicados por Argentina contra Brasil y así utilizamos un modelo probit ordenado de variables instrumentales. En (4) – (6) instrumentalizamos usando los cambios en los aranceles bilaterales de los socios de Argentina en el ALC, mientras que en otras especificaciones usamos a veces los cambios en los índices de ventaja comparativa revelada de los socios. Más precisamente, para el periodo 1 y para el periodo muestral completo para Argentina, los cambios en los aranceles preferenciales de sus socios comerciales del Mercosur no funcionan bien como instrumentos debido a que el arancel preferencial en 1990 fue el arancel de NMF. Dado que este está

²⁷ Este efecto marginal no se muestra pero es el negativo del mostrado en la tabla, dado que para Argentina en el periodo 1 cuando solo estamos utilizando el cambio en el arancel de NMF como variable dependiente (columna 1), no hay casos en los cuales el arancel de NMF se haya mantenido igual (no ocurre el resultado 1), y por tanto en aquellos casos los resultados del probit ordenado son equivalentes a los de un probit binario. Cuando agregamos las BTC, como en la columna 3, todos los resultados tienen lugar.

²⁸ Recordar que en las columnas (1) – (3) nos estamos enfocando en los cambios en la protección a la importación que tiene lugar durante el periodo antes de la unión aduanera del Mercosur (ALC).

menos correlacionado entre los miembros del Mercosur, los cambios en los aranceles preferenciales de Argentina no están altamente correlacionados con los cambios de aranceles preferenciales de sus socios para el periodo 1990-1994 o 1990-2000. Para aquellos periodos usamos los cambios en los índices de ventaja comparativa revelada de los socios de Argentina como instrumentos. Mostramos los estimados de la primera etapa para variables instrumentales en el Apéndice²⁹.

Los resultados IV de la columna (2) también sugieren un efecto *building block* de la liberalización del arancel preferencial sobre la liberalización del arancel de NMF, como se obtuvo en la estimación sin IV. El efecto marginal implica que una reducción de un 1% del arancel preferencial disminuye la probabilidad de un incremento en el arancel de NMF para el bien en 7%, más precisamente de un 60,2% a un 53,4% (cuando el resto de las variables están a su valores promedio)³⁰. El efecto es mayor y más precisamente estimado que el obtenido en la regresión sin variables instrumentales.

Ahora observemos la columna (3), que presenta los estimados que revelan nuestro primer resultado importante. Con el fin de proveer una medición más comprehensiva de las protecciones de importación más allá de los aranceles, redefinimos aquí la variable dependiente y la variable explicativa clave de tal manera que también incluyan información sobre las restricciones a la importación *antidumping* que Argentina ha impuesto contra los países no miembros del Mercosur (afectando así la definición de $\Delta\tau_i^{-k}$) y que Argentina ha impuesto a Brasil (afectando así la definición de $L.\Delta Pref_i^k$). Ver nuevamente la definición de cada una en la Tabla 2. Mientras que el estimado para el efecto marginal de $L.\Delta Pref_i^k$ en la columna (3) es aún positivo, su tamaño se ha visto significativamente reducido y ya no es estadísticamente diferente de cero. En este caso, la insignificancia de todos los efectos marginales (incluyendo los que no se muestran) indica que una reducción en la protección bilateral de importación de Argentina frente a sus socios del Mercosur entre 1990-1994 *no tuvo un efecto* en la probabilidad de un incremento o reducción del nivel de protección externa (definida ampliamente de tal manera de que también se incluya el AD) que Argentina aplicó hacia los no miembros del Mercosur entre 1991-1995.

Interpretamos esto como indicando que cualquier efecto de *building block* de la liberalización preferencial que Argentina ha implementado durante *incluso* su periodo de área de libre comercio es eliminado una vez que tomamos en consideración medidas más comprehensivas de protección a las importaciones hacia los miembros y no miembros del ACP.

²⁹ Las regresiones de primera etapa de las estimaciones del probit ordenado con VI se muestran en el apéndice en la Tabla A1. El panel A muestra los resultados para Argentina y el panel B para Brasil. En las columnas (1)-(3), mostramos los resultados correspondientes a cada uno de los tres periodos de la muestra con lo que trabajamos en nuestro modelo básico (asociado a las columnas (2), (4) y (7) en las Tablas 3 y 4). Los instrumentos son estadísticamente significativos en la mayoría de los casos.

³⁰ Una reducción de un punto porcentual en el arancel preferencial incrementa la posibilidad de una reducción en el arancel de NMF de un 39,8% a un 46,6%.

Una explicación para el resultado de la columna (3) está dada por las estadísticas mostradas en las filas intermedias de la Tabla 4. Recordar de nuevo de la Tabla 2 cómo la inclusión de las BTC en nuestro análisis de la variable explicativa clave (del cambio en el nivel de la protección bilateral a las importaciones hacia un socio k de un acuerdo de comercio preferencial) puede llevar a dos resultados: la liberalización preferencial se mantuvo o se revirtió. Para cada una de estas dos posibilidades, la tabla muestra entonces la fracción de observaciones en las que Argentina ha incrementado su nivel total de protección vis-a-vis países no miembros del Mercosur (ROW). Sin embargo, dado que hacer una evaluación del cambio en el nivel total de protección externa a la importación requiere hacer una comparación explícita entre el tamaño del cambio en el arancel de NMF y el tamaño del cambio en la BTC, aquí presentamos los porcentajes como un intervalo de posibles resultados. En la columna (3), encontramos que para las observaciones en las cuales la liberalización preferencial de aranceles argentina se ve revertida, entre 53 y 60 por ciento también resultaron en que Argentina incrementó sus niveles totales de protección a las importaciones hacia el ROW³¹. Más aún, incluso para las observaciones donde la liberalización preferencial de *aranceles* se mantuvo, entre un 62-65% resultaron en que Argentina *incrementa* los niveles totales de protección hacia el ROW³². Así, existen más casos en que la protección contra el ROW aumenta y menos casos en los que cae en relación a las columnas (1) y (2).

Ahora consideremos el periodo en el que Mercosur se convirtió en una unión aduanera, y así los estimados para Argentina en las columnas (4) a (6)³³. La columna (4) replica la especificación de VI de la columna (2) con datos del segundo periodo y ahora indica evidencia de la existencia de una relación de *stumbling block* estadísticamente significativa. El efecto marginal de la tabla significa que una reducción de un punto porcentual en el arancel preferencial *incrementa* la probabilidad de un incremento en el arancel de NMF del bien en 9,8%. Por lo tanto, para el periodo de la unión aduanera de 1995-2001, la probabilidad pronosticada para un incremento en el arancel de NMF aumenta de un 54,1% a un 63,9%. Los efectos marginales de esta regresión también

³¹ En general es posible que los niveles de protección a las importaciones hacia el ROW no hayan cambiado. Sin embargo, en la mayoría de casos este es un resultado inusual. Aquí, por ejemplo, se da que en el 40-47% de las tales observaciones, Argentina redujo el nivel total de su protección hacia el ROW.

³² En el primer caso, si suponemos que ninguna de las BTC de Argentina fue suficientemente grande para sobrepasar el cambio en el arancel de NMF, entonces en 53% de las observaciones en las que la liberalización del arancel preferencial de Argentina es revertida, Argentina incrementó su nivel total de protección de importaciones hacia el ROW. Si suponemos que todas las BTC de Argentina fueron lo suficientemente grandes para sobrepasar el cambio en el arancel de NMF, entonces en un 60% de las observaciones en las que la liberalización del arancel preferencial de Argentina es revertida, Argentina también aumentó su nivel protección conjunta hacia el ROW. Tomar en cuenta que las columnas (1) y (2) de la Tabla 3 no tienen estadísticas para esto debido a que los datos no incluyen, por construcción, una consideración de las BTC impuestas.

³³ El segundo subperíodo comprende los cambios en la protección de Argentina hacia países no miembros entre 1995 y el 2001 como una función de los cambios en la protección preferencial a la importación que tuvieron lugar entre 1994-2000.

indican que una reducción de un 1% en el arancel preferencial reduce la probabilidad de una reducción en el arancel de NMF en 9,7% (no mostrado), de un 40% a un 30,3%. Esto también es generalmente consistente con los resultados de Estevadeordal *et al.* (2008) para Latinoamérica. Ellos tampoco encuentran un efecto *building block* en el caso de las uniones aduaneras, y algunas de las especificaciones encuentran evidencia de un efecto *stumbling block* para las uniones aduaneras.

¿Cuál es el impacto de incluir las BTC en las mediciones de protección a las importaciones durante el periodo de unión aduanera? La columna (5) introduce los datos del uso de *antidumping* por Argentina en el periodo de unión aduanera, y por lo tanto reproduce la especificación de la columna (3) en el segundo periodo de los datos. En comparación con los estimados de la columna (4), el tamaño y la significancia estadística de los resultados son virtualmente los mismos. Sin embargo, el efecto marginal se incrementa en tamaño en la columna (6) de la Tabla 4, que incluye la aplicación por parte de Argentina tanto de restricciones a las importaciones *antidumping* como de salvaguardias durante el periodo de la unión aduanera. Una reducción de un punto porcentual en $L.\Delta Pref_i^k$ (i.e., más liberalización preferencial) incrementa la probabilidad de un aumento en la protección contra un país no miembro en un 11,6% (de 55,8% a un 67,4%). Aunque no esté mostrado en la tabla, la probabilidad de una caída en la protección contra los no miembros se reduce en once puntos porcentuales debido a una caída en 1% en la variable explicativa, de un 23,9% a un 12,9% (y es significativo al 1%).

Por lo tanto, nuestro segundo resultado importante para Argentina es que el efecto *stumbling block* de la liberalización preferencial que surge bajo un esquema de unión aduanera se vuelve ligeramente más grande (y más precisamente estimado) una vez que las BTC, y en particular, las salvaguardias son también incluidas en la medición de la protección a importaciones³⁴. De manera consistente con este resultado, las estadísticas mostradas en las filas intermedias indican que el porcentaje de casos en los que la liberalización preferencial está acompañada de un incremento en la protección contra el ROW aumenta de un 56% en la columna (4) a un 60-70% en la columna (6).

Las últimas tres columnas de la Tabla 4 muestran los resultados de las estimaciones en diferencias largas para la muestra completa. En particular, estas examinan los cambios en la protección de Argentina hacia los países no miembros que ocurrieron durante el periodo entre 1991 y 2001 como una función de cambios en los niveles de protección preferencial a importaciones de Argentina que ocurrieron en el periodo 1990-2000. Los estimados para β son positivos y estadísticamente diferentes de cero, aunque estos son solo la mitad de grandes en las columnas (8) y (9) cuando las variables

³⁴ Las regresiones sin VI dan un resultado similar, y la magnitud del aumento en el efecto *stumbling block* es incluso más grande y su significancia estadística aumenta, de un efecto marginal significativo al 10% que indica que una disminución de un punto porcentual en el arancel preferencial incrementa la probabilidad de un aumento en el arancel de NMF del bien en un 4,4%, a un efecto significativo al 1% que lleva a un aumento en el arancel de NMF del producto en 6.6%, una vez que AD y SG son incluidas.

construidas incluyen las mediciones de las BTC de Argentina en conjunto con los aranceles, nuevamente mostrando el impacto de estas mediciones más amplias de protección a importaciones que incluyen instrumentos de política adicionales³⁵.

Sin embargo, antes de concluir que estos estimados positivos para β en el periodo más largo son evidencia de un efecto conjunto de *building block* de la «liberalización» preferencial argentina, se debe considerar los patrones de variación de los datos que ahora subyacen la variable explicativa clave. Primero, la estimación está claramente recogiendo una relación positiva entre los cambios en los niveles de protección preferencial de Argentina y los cambios en los niveles de su protección hacia los países externos al Mercosur. ¿Hasta qué punto estos resultados son impulsados por las variaciones a lo largo de los casos en los que Argentina realmente disminuye —en oposición a incrementa— los niveles de protección de importación preferencial aplicados hacia los socios del Mercosur?

Primero, una vez que tomamos en consideración la adición de las BTC a los aranceles, Argentina en realidad ha *incrementado* sus niveles de protección a importaciones vis-a-vis sus socios del Mercosur en un 24% de las observaciones durante este periodo. A lo largo de estas observaciones, Argentina luego incrementa su nivel conjunto de protección a las importaciones frente al ROW entre un 62% y un 82% de las veces. Segundo, para el 76% de las observaciones en las que Argentina realmente disminuyó su arancel preferencialmente (y no lo revierte a través de una BTC) hacia Mercosur, en solo un 28 a 33% de las veces Argentina sí redujo los niveles totales de protección a importaciones contra el ROW.

En conjunto, concluimos de estos patrones que el estimado positivo para β no es realmente un efecto de *building block*, dado que la relación positiva está mayormente impulsada por casos en los que un *incremento* en la protección preferencial a importaciones por parte de Argentina fue seguido por un *incremento* en la protección multilateral a importaciones, y no una liberalización preferencial llevando a una liberalización multilateral (es decir, ambos conjuntos de política comercial se están moviendo en la *otra* dirección).

Para resumir los resultados para la Argentina, hemos encontrado que cualquier evidencia de un efecto *building block* para el periodo del ALC es eliminada una vez que introducimos las BTC y utilizamos así mediciones más comprehensivas para ambos, cambios en los niveles de protección a importaciones hacia los socios y no socios del Mercosur. Segundo, incluir la aplicación de las BTC de Argentina (particularmente SG) también magnificó el tamaño y significancia del efecto *stumbling block* que surge durante el periodo de unión aduanera del Mercosur. Con respecto al periodo completo de la muestra, una vez que incluimos las BTC encontramos actos altamente correlacionados de Argentina involucrándose en cierres del mercado tanto hacia países miembros del Mercosur como no miembros.

³⁵ El efecto marginal de la columna 7 implica que una caída de un punto porcentual en el arancel preferencial disminuye la probabilidad de un incremento en el arancel de NMF del bien en 6%, de un 60,1% a un 54,1%, mientras que el de la columna 8 implica una reducción en la misma probabilidad de 2,9%, de un 58,3 a un 55,4%.

4.2. ESTIMADOS PARA BRASIL

La Tabla 5 provee los resultados del modelo probit ordenado básico para el cambio en el nivel externo de protección a importaciones de Brasil (vis a vis los no miembros del Mercosur) como una función del cambio rezagado en el nivel de la protección a la importación que Brasil aplicó a los miembros del ALC. Cada columna de la Tabla 5 corresponde a la misma especificación y periodo de tiempo que la respectiva columna de la Tabla 4. El patrón cualitativo a los resultados de Brasil es sorprendentemente consistente con aquel que hemos observado para Argentina. Mientras la consistencia de los estimados es algo tranquilizadora, no era obvio que este iba a ser el caso dada la evidencia anecdótica presentada en la Sección 2 sobre el uso de BTC durante el periodo. Argentina y Brasil están permitidos de implementar independientemente sus propias políticas de BTC (ambas hacia terceros países o el uno hacia el otro), y la evidencia es que cada país en realidad utilizó esta independencia para seguir muy diferentes patrones de uso de BTC durante el periodo.

Las columnas (1) a (3) de la Tabla 5 corresponden al periodo de ALC para Brasil. Los resultados sin VI de la columna (1) indican la existencia de un efecto de *building block* de la liberalización preferencial en los aranceles de NMF. La magnitud es que una reducción de un 1% en el arancel preferencial reduce la probabilidad de un incremento en el arancel de NMF del bien en 0,5%, y por tanto más pequeña de la que estimamos para Argentina³⁶. Además, cuando hacemos uso de variables instrumentales (columna 2), encontramos que no hay un efecto de la liberalización preferencial en los aranceles NMF. Esto continúa siendo cierto incluso cuando redefinimos la variable explicativa y las variables dependientes claves para incluir la aplicación de BTC por parte de Brasil en la columna (3)³⁷.

Durante el periodo de unión aduanera entre 1995-2001, encontramos evidencia de un efecto de *stumbling block* de la liberalización preferencial de Brasil, que incrementa su tamaño una vez que tomamos en cuenta el uso de tanto AD como SG (columnas 4-6)³⁸. Sin embargo, este efecto es solo significativo al nivel de 10%, en contraste al que encontramos para Argentina (en la Tabla 4), que era significativo al nivel de 1%.

La diferencia cualitativa principal para Brasil en relación con Argentina involucra los estimados de largas diferencias que comparan los cambios en el nivel de protección

³⁶ La probabilidad pronosticada de un incremento en el arancel de NMF cuando se evalúa en los promedios de los datos subyacentes es de 9%; por tanto, el efecto representa una disminución de 9,0% a 8,5%. Similarmente, la reducción de un punto porcentual del arancel preferencial aumenta la probabilidad de una reducción en el arancel de NMF en 0.5 puntos porcentuales, de 91,0% a 91,5%.

³⁷ Como también fue el caso de Argentina durante el periodo de ALC, Brasil solo utilizó *antidumping* y no aplicó ninguna salvaguardia para restringir la importación durante el periodo de la unión aduanera.

³⁸ Nótese el gran porcentaje de casos en los que la reducción de la protección preferencial a la importación se mantuvo y la protección contra el ROW se incrementó en las columnas 4-6, lo que es consistente con los hallazgos del efecto *stumbling block*.

externa de importaciones que tienen lugar entre 1991 y 2001 en función a los cambios en el nivel de protección de importación ofrecida a los miembros del Mercosur que tienen lugar entre 1990 y 2000. Ninguno de los estimados en las columnas (7) a (9) son estadísticamente diferentes de cero. El rango más amplio de estadísticas provistas en la primera de las filas intermedias de la tabla es también consistente con no encontrar ningún efecto³⁹.

Tabla 5. Estimados de VI del modelo probit ordenado para Brasil

| | Periodo de estimación y definición de la variable dependiente | | | | | | | | |
|---|---|----------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------------|----------------|---------------------|------------------------|
| | 1991-1995 | | | 1995-2001 | | | 1991-2001 | | |
| | Δ NMF | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF +AD+SG | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF +AD+SG |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | |
| <i>Efectos marginales estimados para un incremento de la protección (Prob y = 2):</i> | | | | | | | | | |
| <i>L.</i> Δ Pref. arancel | 0,01*** (0,00) | 0,01 (0,01) | | -0,08* (0,05) | | | 0,01 (0,00) | | |
| <i>L.</i> Δ Pref. arancel + AD | | | 0,01 (0,00) | | -0,09* (0,05) | | | 0,00 (0,00) | |
| <i>L.</i> Δ Pref. arancel + AD + SG | | | | | | -0,10* (0,05) | | | 0,01 (0,01) |
| Liberalización Pref. Revertida y protección \uparrow hacia ROW | | | -- | | 100% | 75%- 100% | | 0%- 100% | 0%- 100% |
| Liberalización Pref. mantenida y protección \uparrow hacia ROW | 9% | 9% | 9%- 24% | 74% | 74%- 78% | 74%- 77% | 16% | 16%- 36% | 17%- 34% |
| Constante cut1 | 0,37 (0,36) | 0,09 (0,76) | -0,07 (0,56) | -0,24 (0,35) | -0,32 (0,37) | -0,30 (0,38) | 0,21 (0,66) | -0,25 (0,63) | -0,45 (0,68) |
| Constante cut2 | | | 0,46 (0,59) | | -0,21 (0,35) | -0,19 (0,36) | | 0,51 (0,58) | 0,36 (0,61) |
| Observaciones | 92 | 93 | 93 | 88 | 88 | 88 | 93 | 93 | 93 |
| Pseudo R-cuadrado | 0,12 | | | | | | | | |
| Log pseudo-verosimilitud | -29,5 | -419,0 | -454,4 | -198,9 | -207,5 | -208,9 | -408,5 | -468,1 | -466,1 |

Errores estándar robustos en los paréntesis con *, **, and *** indicando diferencia estadística de cero a los niveles de 10, 5 y 1% respectivamente. La columna 1 estima los efectos marginales del modelo probit sin VI. Los instrumentos en las columnas 2-9 son los cambios rezagados en los aranceles preferenciales de los socios del Mercosur.

³⁹ I.e., hay un potencialmente un gran porcentaje de casos en los que la liberalización preferencial se *revertió* y la protección contra el ROW cae, y también hay un gran porcentaje de casos, 62%-82% (no mostrado), en los que la liberalización preferencial se *mantuvo* y la protección contra el ROW cae.

Vale la pena reiterar dos cosas, dada la fuerte similitud en los resultados para Argentina y Brasil. Nuevamente, la similitud es que mediciones más comprehensivas de protección a importaciones más allá de los aranceles de NMF y bilaterales aplicados tienden a *revertir* cualquier evidencia de un potencial efecto *building block* que surge durante el periodo de ALC de Mercosur (1990-1994) y tienden a *fortalecer* la evidencia de *stumbling block* que surge durante el periodo de unión aduanera del Mercosur (1995-2001).

Primero, recordamos de la Sección 2 que Brasil ha sido mucho menos activo que Argentina en el uso de BTC en conjunto y, por tanto, contra países externos, no miembros del Mercosur. En 1991-1995, hay 13 industrias (de las 93 que tenemos en la Tabla 4) en las que Argentina impuso medidas AD contra el ROW. En 1995-2001, hay 30 industrias (de 91) en las que Argentina impuso una BTC (AD o SG) contra el ROW. Brasil también impuso una medida AD contra los no miembros del Mercosur en 13 industrias en 1991-1995, pero impuso una BTC en solo 17 industrias en el periodo 1995-2001, aproximadamente la mitad de las que impuso Argentina.

Segundo, Brasil utilizó las BTC contra Argentina con mucha menos frecuencia, mientras que Brasil ha sido un objetivo frecuente del uso de BTC de Argentina. Por ejemplo, en la columna 3 de la Tabla 5, no hubo casos en los que la liberalización preferencial fue revertida porque Brasil haya impuesto AD contra Argentina en el periodo 1991-1995. Durante 1995-2001, solo hay cuatro casos en los que la liberalización preferencial fue revertida por Brasil imponiendo una BTC (AD o SG) contra Argentina (columna 6). Mientras tanto, durante 1991-1995, hay 15 casos en los que Argentina revirtió su liberalización preferencial al imponer una medida AD contra Brasil; y durante 1995-2001, hay 19 instancias de tal reversión imponiendo una BTC.

Para concluir esta sección, mientras que el patrón conjunto de nuestros resultados para Argentina y Brasil es similar, especialmente cuando definimos los cambios en la protección a importaciones de manera más amplia (para incluir los instrumentos de política adicionales más allá de los aranceles), existen dos sutiles diferencias que vale la pena destacar. La primera diferencia está en cómo Argentina y Brasil arribaron a esta similitud – es decir, una comparación entre las columnas (1), (2) y (3) en cada tabla sugieren que Argentina tuvo potencialmente «más» de un efecto de *building block* (visible en los datos únicamente de aranceles) que superar con sus BTC que Brasil. Segundo, en los datos «crudos» de uso de BTC, también hemos observado una diferencia sustancial en cómo cada país utilizó las BTC durante este periodo (ambos en conjunto y el uno contra el otro). Usamos la siguiente sección para explorar el rol del poder de mercado en potencialmente dar forma a estos resultados. Antes de pasar a la siguiente sección, un punto final digno de mención es que nuestros resultados son robustos a redefinir la medición de BTC en la variable dependiente de la siguiente manera. Hemos restimado todas las especificaciones de las Tablas 4 y 5, pero redefiniendo la variable dependiente de tal manera que cuando hay la imposición de una BTC, se considera como un incremento

en la protección (es decir, en la Tabla 2, el caso en el que hay una reducción del arancel de NMF y una BTC es impuesta, ahora es reclasificado como un incremento en la protección —esto es, como un resultado 2—). Los resultados (disponibles a pedido) son también robustos a esto.

5. ¿ES RELEVANTE EL PODER DE MERCADO?

En esta sección exploramos el rol del poder de mercado importador para explicar potencialmente los resultados que hemos identificado hasta ahora. Primero utilizamos la teoría de términos de intercambio para motivar los dos diferentes canales a través de los cuales proponemos que el poder de mercado podría afectar los resultados, antes de pasar a los estimados. Nuestra aproximación aquí es un primer paso; según nuestro conocimiento, la literatura aún no ha investigado formalmente estas preguntas particulares de manera empírica.

5.1. TEORÍA E IMPLEMENTACIÓN

Aquí nos apoyamos en la teoría de los términos de intercambio para articular dos canales principales a través de los cuales mediciones del poder de mercado importador podrían afectar nuestros resultados estimados de los determinantes de los cambios en los niveles de protección externa a importaciones contra los no miembros del ACP.

Primero, la teoría básica de términos de intercambio sugiere que los países pueden ser más dubitativos en reducir los aranceles a los productos y sectores en los que tienen poder de mercado. Por un lado, esto sugeriría que las industrias en las que el país j tiene poder de mercado importador pueden ser menos propensas a reducir los aranceles externos y preferenciales. Sin embargo, cuando un país adopta un ALC, hay una expectativa *institucional* básica bajo el GATT de que el país j va a liberalizar, no obstante, sus aranceles internamente (hacia el miembro k del ACP) en sustancialmente todo el comercio; es decir, incluso cuando el país j tiene un poder de mercado importador en relación a k ⁴⁰. Si este es el caso empíricamente, entonces quizás observemos liberalización preferencial arancelaria pero no liberalización externa en sectores en los cuales el país j tiene poder de mercado. Por lo tanto, examinaremos si el nivel de poder de mercado importador del país j está relacionado positivamente a $\Delta\tau_i^{-k}$; es decir, podemos observar menos

⁴⁰ Este es el requerimiento básico del artículo XXIV del GATT, el cual es la excepción general permitiendo áreas de libre comercio y uniones aduaneras. Sin embargo, los países en desarrollo pueden también implementar uniones aduaneras y ALC bajo la Cláusula Habilitante del GATT, que no tiene un requerimiento tan riguroso de que los aranceles internos deban liberalizarse para sustancialmente todo el comercio, y Mercosur fue notificado al GATT bajo la Cláusula Habilitante. Dado que nunca se ha definido claramente el significado exacto de sustancialmente todo comercio bajo el artículo XXIV del GATT, ni algún límite a la excepción adicional concedida por la Cláusula Habilitante, el impacto último de esta potencial restricción institucional es una pregunta empírica.

liberalización externa en industrias en las que el país tiene un incentivo para usar su política comercial para mover los términos de intercambio a su favor.

Segundo, consideremos una comparación de la adopción de dos diferentes tipos de acuerdos comerciales —áreas de libre comercio *vs.* uniones aduaneras— y el potencial impacto del *cambio* en el nivel de poder de mercado importador que el país k experimenta bajo cada tipo de acuerdo. En primer lugar, para aclarar, no debería haber cambio alguno en el nivel de poder de mercado importador bajo un ALC. Habrá, sin embargo, un incremento en el nivel de poder de mercado que el país k experimenta bajo una unión aduanera debido a la adopción de un arancel externo común de NMF hacia los no miembros $-k$. De esta manera, si estamos midiendo el cambio en el nivel de poder de mercado correctamente, deberíamos esperar que incrementos (cambios) grandes en el poder de mercado cuando el país k ingresa a una unión aduanera estén positivamente relacionados con $\Delta\tau_i^{-k}$.

Sin embargo, supongamos que introducimos una medición simplista (e imperfecta) del cambio en el poder de mercado importador del país j definido como la diferencia entre su nivel individual de poder de mercado, y el máximo nivel de poder de mercado de cualquier otro miembro del ACP. Como hemos indicado, durante el periodo en el que Mercosur es una unión aduanera, la teoría predice que un incremento en el poder de mercado generará incentivos de términos de intercambio para incrementar las barreras externas contra los no miembros del ACP, $\Delta\tau_i^{-k}$. Tomemos en cuenta, sin embargo, que también anticipamos que es más probable que este efecto surja en Argentina que en Brasil, basándonos en la manera en que hemos sido forzados a construir esta variable. En la mayoría de casos, el socio Mercosur con más de poder de mercado individual es Brasil, dado que es mucho más grande (en términos de población) que los otros miembros⁴¹. Así, una limitación de nuestra medición es que es probable que el cambio de la variable de poder de mercado importador para Brasil exhiba menos variación en torno a cero, lo que puede hacer difícil identificar algún efecto.

Finalmente, además de investigar si el nivel o el cambio del poder de mercado importador afecta a $\Delta\tau_i^{-k}$, directamente, nuestra aproximación también nos permite examinar si la no inclusión de la influencia del poder de mercado en nuestras regresiones de las Tablas 3 y 4 resultó en un sesgo por variables omitidas para nuestros estimados de $\hat{\beta}$. Es decir, también tendremos cuidado en examinar si nuestros estimados del impacto de los cambios en los niveles de protección a importaciones ofrecidos a los miembros del ACP están afectados por la inclusión de estas preocupaciones sobre el poder de mercado.

En términos de la implementación, consideramos y finalmente introducimos un número de mediciones sobre el poder de mercado importador como una nueva variable

⁴¹ Las poblaciones de 1994 de los países del Mercosur fueron: Argentina (34,4 millones), Brasil (159,4 millones), Paraguay (4,7 millones) y Uruguay (3,2 millones). Así la adopción de un arancel común externo en 1994 incrementa el tamaño del mercado argentino en cerca de 500% (en términos de población) comparado a solo un 27% para Brasil.

explicativa en x_i en nuestra ecuación de estimación (2). Nuevamente, estamos interesados en capturar el potencial efecto que el poder de mercado puede tener en los cambios en los aranceles externos ($\Delta\tau_i^{-k}$), así como la manera en que su inclusión puede afectar los estimados de nuestra variable explicativa principal de interés, $L.\Delta Pref_i^k$. Usamos las elasticidades de oferta exportadora estimadas por Nicita, Olarreaga y Silva (2015) que son provistas para cada país en la categoría de seis dígitos del Sistema Armonizado. Debido a que los estimados de elasticidad tienen un nivel más desagregado que nuestros datos, los concordamos al nivel de cuatro dígitos del ISIC usando la mediana de las elasticidades al nivel de seis dígitos del SA dentro de cada industria de cuatro dígitos ISIC⁴².

Dado que algunas de las predicciones teóricas que hemos descrito se relacionan con el nivel del poder de mercado de un país importador, a veces utilizamos las mediciones del nivel de la inversa de la elasticidad de la oferta de exportaciones extranjera. Sin embargo, se sabe que los estimados de elasticidades son imprecisos; por tanto construimos un indicador medio-alto de la inversa de la elasticidad de oferta de exportaciones, el cual es igual a uno para los dos tercios de productos con los valores más altos de la inversa de la elasticidad para un país dado.

En algunas especificaciones consideramos mediciones del *cambio* en la cuota de mercado de importaciones del país importador que resulta de la formación de la unión aduanera. Aproximamos el cambio en el poder de mercado que resulta de la formación de la unión aduanera computando primero el mínimo de las elasticidades de oferta de exportaciones que enfrentan los cuatro miembros de Mercosur, y luego midiendo el cambio en la inversa de la elasticidad de oferta de exportaciones, de aquella del país importador (ya sea Argentina o Brasil, dependiendo de la especificación) a la inversa del mínimo de la elasticidad de oferta de exportaciones de los miembros de Mercosur. Y nuevamente usamos un indicador medio-alto del incremento en el poder de mercado.

5.2. RESULTADOS DE ESTIMACIÓN

La Tabla 6 provee los estimados de modelo probit ordenado con variables instrumentales para Argentina y Brasil que exploran la inclusión de diferentes mediciones de poder de mercado importador durante los tres periodos distintos de Mercosur: para el ALC solamente (1990-1994), la unión aduanera solamente (1995-2001), y para la muestra completa (1990-2001). Con la excepción de las nuevas mediciones introducidas de poder de mercado que describimos en más detalle más abajo, el modelo probit ordenado con VI está estimado tal como se presentó en las Tablas 3 y 4.

⁴² Los resultados usando el promedio en vez de la mediana para la concordancia son cualitativamente similares.

Tabla 6. Estimados de VI del modelo probit ordenado: BTC y poder de mercado

A. Argentina

| | 1991-1995 | | | 1995-2001 | | | 1991-2001 | | |
|---|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------------|-------------------|---------------------|------------------------|
| | Δ NMF | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF +AD+SG | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF +AD+SG |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| <i>Efectos marginales estimados para un incremento de la protección (Prob y = 2):</i> | | | | | | | | | |
| L, Δ Pref, arancel | 0,06*** (0,02) | 0,06*** (0,01) | | -0,10*** (0,02) | | | 0,06*** (0,01) | | |
| L, Δ Pref, arancel + AD | | | 0,0003 (0,0003) | | -0,10*** (0,02) | | | 0,03*** (0,00) | |
| L, Δ Pref aranc, + AD + SG | | | | | | -0,12*** (0,01) | | | 0,03*** (0,00) |
| Market power | 0,25** (0,11) | 0,22*** (0,08) | 0,0001 (0,0004) | | | | | | |
| Δ Market power | | | | -0,01 (0,09) | -0,01 (0,08) | 0,02 (0,08) | -0,0001 (0,08) | 0,19 (0,17) | -0,08 (0,07) |
| Observaciones | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 |

B. Brasil

| | 1991-1995 | | | 1995-2001 | | | 1991-2001 | | |
|---|-------------------|----------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------------|------------------|---------------------|------------------------|
| | Δ NMF | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF +AD+SG | Δ NMF | Δ NMF +AD | Δ NMF +AD+SG |
| | (1b) | (2b) | (3b) | (4b) | (5b) | (6b) | (7b) | (8b) | (9b) |
| <i>Efectos marginales estimados para un incremento de la protección (Prob y = 2):</i> | | | | | | | | | |
| L, Δ Pref arancel | 0,01*** (0,00) | 0,01 (0,01) | | -0,08* (0,04) | | | 0,001 (0,004) | | |
| L, Δ Pref aranc, + AD | | | 0,01 (0,00) | | -0,08** (0,04) | | | 0,001 (0,004) | |
| L, Δ Pref aran, + AD + SG | | | | | | -0,09** (0,04) | | | 0,002 (0,005) |
| Market power | 0,04 (0,05) | 0,04 (0,07) | 0,03 (0,06) | | | | | | |
| Δ Market power | | | | 0,13 (0,09) | 0,15 (0,09) | 0,15* (0,09) | -0,08 (0,07) | -0,06 (0,07) | -0,08 (0,06) |
| Observaciones | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 | 91 |

Errores estándar robustos en los paréntesis con *, **, and *** indicando diferencia estadística de cero a los niveles de 10, 5 y 1% respectivamente. La columna 1 estima los efectos marginales del modelo probit sin VI. Los instrumentos de las columnas 2-3 y 7-9 son los cambios rezagados en los índices RCA de los socios de Mercosur. Los instrumentos en las columnas 1b-9b son los cambios rezagados en los aranceles preferenciales de los socios del Mercosur.

Los resultados obtenidos para Argentina cuando se agrega el indicador de la inversa de la elasticidad en el periodo 1 se muestra en las columnas 1-3 del panel A de la Tabla 6. La columna 1 corresponde a la especificación sin VI de la columna 1 de la Tabla 4, pero también incluye esta variable adicional para capturar el efecto del nivel del poder de mercado durante el periodo de ALC. Los resultados para la variable del cambio de arancel preferencial son cualitativa y cuantitativamente similares a aquellos de la columna 1 de la Tabla 4. Más aún, el indicador de la inversa de la elasticidad de oferta de exportaciones tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo en el cambio en los aranceles de NMF, como era esperado, dado que un aumento en el poder de mercado en un producto provee un incentivo para incrementar el arancel de NMF de aquel producto para beneficiarse de una mejora en los términos de intercambio. En las columnas 2-9, instrumentalizamos para $L.\Delta Pref_i^k$. Los resultados en la columna 2 son similares a aquellos de la columna 1. Como antes, cuando redefinimos nuestra variable dependiente y nuestra variable explicativa clave para incluir AD, en la columna 3, encontramos que no hay efecto de la liberalización preferencial en la protección frente al ROW. La variable de poder de mercado ahora no es significativa.

Para el periodo de la unión aduanera (columnas 4-6) y para todo el periodo (columnas 7-9), usamos un indicador del cambio en el poder de mercado, como se definió anteriormente, en lugar de su nivel. No encontramos evidencia de que nuestra medición para el cambio en el poder de mercado debido a la formación de la unión aduanera haya afectado la protección a importaciones frente a países que no son del Mercosur. Igualmente importante, nuestros resultados previos con respecto a nuestra variable explicativa principal, $L.\Delta Pref_i^k$, ya discutidos en la sección 4, continúan siendo cualitativa y cuantitativamente similares.

El Panel B muestra los resultados de especificaciones análogas para el caso de Brasil. Nuevamente, no encontramos evidencia sistemática de un efecto de nuestras mediciones de poder de mercado, y los resultados con respecto al efecto de la liberalización preferencial en la protección externa de la Tabla 5 no varían⁴³.

La elasticidad de la oferta de exportaciones de una industria también puede ser endógena al nivel de la protección a importaciones que existe en esa industria, y hay un error de medición en las elasticidades estimadas; por lo tanto, también probamos de instrumentalizar para la variable de poder de mercado. Usamos el poder de mercado promedio

⁴³ En cuanto a la robustez, también hemos intentado usar el nivel de la variable del poder de mercado en vez del indicador. Hemos tratado tanto con el nivel como con el log de la inversa de la elasticidad de la oferta de exportación (y sus cambios debido a la unión aduanera), pero en conjunto la variable fue menos significativa o tenía el signo incorrecto en algunos casos (y también hemos tratado de *winsorizar* las elasticidades fijando los valores extremos iguales a los valores del percentil 5 y 95 de la distribución). Sin embargo, nuestros resultados con respecto al efecto de la liberalización preferencial y los efectos de incluir las BTC en las estimaciones se mantienen robustos. Los resultados también son robustos a trabajar con las elasticidades al nivel de cuatro dígitos del SA de los estimados de Nicita, Olarreaga y Silva (2015), concordados de manera similar, pero, en conjunto, la variable de poder de mercado fue menos significativa en algunos casos. Asimismo, también tratamos de agregar la interacción de la variable de poder de mercado (en niveles, logs o el indicador) con la variable de liberalización preferencial, pero la interacción no fue significativa.

en los otros países de Mercosur para el mismo bien como instrumento⁴⁴. Nuevamente, no encontramos ninguna evidencia sistemática de un efecto del poder de mercado en la variable dependiente, y nuestros resultados previos con respecto al efecto de la liberalización preferencial y BTC se mantienen⁴⁵.

Una explicación potencial y probable para la debilidad de nuestros resultados que relacionan cualquier influencia del poder de mercado importador con cambios en los aranceles externos puede estar en nuestras pobres medidas del poder de mercado importador, que pueden ser simplemente inadecuadas para esta aplicación en particular. Dada la necesidad para nuestro ejercicio de utilizar los datos de aranceles desde inicios de la década de 1990, para poder encajar con la aproximación de Estevadeordal *et al.* (2008), el análisis tuvo que ser conducido al nivel relativamente agregado de la categoría de cuatro dígitos ISIC. Como hemos hecho notar, el error de medición para las elasticidades es un problema generalmente reconocido, y hemos intentado lidiar con este a través de una variedad de técnicas estándar. No obstante, en este escenario particular, puede que simplemente el error de medición se haya complicado dado que las elasticidades estimadas fueron construidas a partir de un periodo de tiempo ligeramente posterior y dada la necesidad de concordar las elasticidades estimadas de un nivel de seis dígitos del SA al de cuatro dígitos ISIC. Un trabajo futuro que utilice datos diferentes y quizás más desagregados, así como mediciones potencialmente mejoradas de elasticidades puede ser una avenida promisoriosa a seguir, dada la riqueza de la variación de políticas en el escenario subyacente⁴⁶.

No obstante, una explicación separada e importante que tampoco podemos descartar, y que está apoyada en el patrón más amplio en los datos subyacentes, es el hecho de que ni Argentina ni Brasil explotaron su poder de mercado tras la formación de la unión aduanera debido a que, institucionalmente, no había *de facto* una unión aduanera. Dado que cada país implementó sus políticas de BTC de manera independiente, un fácil acceso a esta «cláusula de escape» puede haber resultado en que tanto Argentina como Brasil sean incapaces de explotar algo de su poder de mercado conjunto a través del incremento de sus niveles (conjuntos) de protección a importaciones hacia países de fuera del ACP de manera coordinada. Puesto de otra forma, puede que el poder de mercado sea más relevante si Argentina y Brasil se hubieran comprometido a cambiar realmente el arancel de NMF externo común de manera conjunta o coordinando sus políticas de *antidumping* y salvaguardias contra no miembros. La estructura institucional del Mercosur ciertamente no requiere que una coordinación en BTC ocurra, y esto tiene como resultado, claramente, que la aplicación de las políticas de BTC de estos países no esté coordinada en la práctica (ver la Sección 2).

⁴⁴ Dado que no podemos usar el probit ordenado con VI cuando el regresor endógeno no es continuo, no empleamos el indicador medio-alto de la inversa de la elasticidad de la oferta de exportación. En su lugar, usamos el nivel de la inversa de la elasticidad de oferta de exportación, y fijamos el 5% más alto de los datos de elasticidad igual al valor del percentil 95 de la distribución, y el 5% más bajo igual al valor del percentil 5 de la distribución, para lidiar con valores extremos de las elasticidades estimadas.

⁴⁵ Estos resultados no se muestran, pero están disponibles a pedido.

⁴⁶ Ver, en particular, los avances metodológicos para estimar elasticidades propuestos por Soderberry (2015) y su aplicación para estimados para los EE.UU.

6. CONCLUSIÓN

Este artículo ha examinado la relación entre los cambios en las políticas comerciales externas de un país hacia socios que no son parte de un ACP y los cambios en la política comercial del país hacia los socios del ACP. Nuestro escenario empírico se ha centrado en las dos más grandes economías del Mercosur —Argentina y Brasil— y hemos estimado diferentes efectos para el periodo en el que Mercosur fue un ALC (1990-1994) y para cuando fue una unión aduanera (1995-2001). Nuestra innovación principal es considerar mediciones de la política comercial que son más expansivas que los aranceles y que también incluyen las barreras temporales al comercio del *antidumping* y las salvaguardias. Considerando todos los instrumentos de política disponibles, presentamos evidencia de un efecto económicamente significativo de *stumbling block* que surge durante el periodo de la unión aduanera, y nuestros resultados también tienden a revertir cualquier evidencia potencial de un efecto de *building block* que se puede haber pensado que surgía (basándose solo en aranceles) durante el periodo de ALC.

Estos resultados son novedosos; sin embargo, no resuelven completamente los enigmas identificados por la literatura existente. Más aún, nuestro análisis de los altamente detallados datos de políticas plantea un número de otras interesantes preguntas aún no abordadas y dignas de trabajo empírico adicional.

En primer lugar, nuestros resultados ponen en relieve la necesidad de trabajo adicional para construir mediciones a nivel de producto «más completas» de la protección a la importación que tomen en consideración todos los instrumentos de política comercial disponibles. Esto es algo que hemos también observado en otros escenarios (Bown y Tovar, 2011) y con respecto a los cuales algunos esfuerzos han sido hechos, aunque solo con datos de corte transversal (e.g. Kee, Nicita y Olarreaga 2008, 2009). Una potencial explicación con respecto a por qué nuestros estimados no son más fuertes es nuestra dependencia en las variables categoriales para algunos resultados de política; la construcción de mediciones de los equivalentes *ad valorem* para las BTC impuestas podría mejorar la estimación considerablemente.

En segundo lugar, también damos un primer paso hacia examinar el rol del poder de mercado importador en la interrelación entre los cambios relativos en la política comercial que afecta a los miembros y no miembros del ACP. Dado nuestro deseo en este artículo de mantenernos relativamente cerca de la metodología de Estevadeordal *et al.* (2008) para hacer nuestro primer conjunto de resultados lo más comparable posible, nuestras variables de poder de mercado pueden contener demasiado error de medición para ser útiles en este entorno particular. La metodología básica, sin embargo, podría ser seguramente mejorada en otros escenarios empíricos que puedan basarse en datos más desagregados de política comercial (típicamente disponibles después de 1995) y refinamientos adicionales a los estimados de elasticidades que parecen estar mejorando con el tiempo.

En tercer lugar y más generalmente, el examen de los patrones de los datos «crudos» de las políticas comerciales y nuestros resultados cuestionan si es acaso preciso *caracterizar* que Argentina y Brasil tienen ya sea una unión aduanera en el segundo periodo (1995-2001) o incluso un área de libre comercio durante el primer periodo (1990-1994); al menos en el sentido en el que los modelos económicos definen tales términos. Específicamente, Argentina implementó un número significativo de restricciones de importación *antidumping* contra Brasil durante 1990-1994, muchas de las cuales revirtieron el efecto de los recortes de aranceles preferenciales que Argentina habría estado ofreciendo de manera simultánea. Por tanto, desde la perspectiva Argentina, se puede argumentar que incluso el componente del ALC en el acuerdo del Mercosur no es enteramente libre. Además, tanto Argentina como Brasil implementaron sus propias políticas de BTC independientemente hacia terceros países (los no miembros del Mercosur) durante 1995-2001 (1990-1994); pero el efecto de esto fue eliminar bastante de la armonización hacia un arancel de NMF externo común que los dos países hubieran adoptado de otra forma.

Nuestro análisis de los detalles de las políticas comerciales usadas por Argentina y Brasil revela variación substancial que sugiere no solo enigmas adicionales, sino también potenciales nuevas emocionantes rutas para la investigación futura sobre la interrelación entre cada una de estas políticas dentro del Mercosur. Por ejemplo, ¿hasta qué punto las relaciones entre aranceles bilaterales, aranceles de NMF, y motivos de poder de mercado afectan la amplia variedad de tipos de restricciones comerciales —compromisos de precios, cuotas arancelarias, y aranceles específicos, además de los aranceles *ad valorem*— que estos países implementan en la práctica en sus políticas de BTC?

Entender la evolución de la política comercial para Argentina y Brasil durante este periodo es extremadamente importante. El proceso de liberalización comercial que estos países empezaron en 1990, aunque de tamaño considerable, se ha quedado corto con respecto al libre comercio —en 2014, el promedio simple del arancel aplicado en Argentina fue de 13,6% y el promedio simple del arancel aplicado por Brasil fue 13,5%, ambos prácticamente iguales a los niveles que tenían en la segunda mitad de la década de 1990—. Una mejor comprensión de la interrelación entre las políticas comerciales que sucede entre estos países en esta década puede ser un ingrediente clave para cualquier explicación de los determinantes de sus políticas comerciales vigentes incluso hoy.

Un importante punto final que deseamos subrayar es que, en la medida en que utilizar un conjunto más completo de instrumentos de política —p.ej. cambios en aranceles y barreras no arancelarias, como las BTC— muestra márgenes adicionales de discriminación a través de políticas comerciales entre los miembros y los no miembros del ACP, esto también podría contribuir a explicar lo que Limão (2016) llama el «enigma de la elasticidad del comercio del ACP». El enigma es que la liberalización arancelaria asociada con los ACP es extremadamente grande en relación con aquella esperada debido al impacto de los recortes solamente de los aranceles del ACP; las explicaciones posibles incluyen que los ACP incrementan la elasticidad del comercio con respecto

a los aranceles y/o que estos reducen los costos relativos del comercio a través de canales que van más allá de los aranceles. En la medida en que los ACP puedan también estar asociados con incrementos en las BTC hacia los no miembros, esto reduce los costos relativos del comercio para los miembros del ACP en relación con los no miembros.

ANEXO

Tabla A1. Regresiones de primera etapa

a. Argentina

| Variable dependiente es | 1991-1995 | 1995-2001 | 1991-2001 |
|-----------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | <i>L.Δ</i> Pref arancel (1) | <i>L.Δ</i> Pref arancel (2) | <i>L.Δ</i> Pref arancel (3) |
| <i>L.Δ</i> ARCA_BRA | 0,45** (0,22) | | 0,48 (0,33) |
| <i>L.Δ</i> ARCA_PRY | 0,49*** (0,09) | | 0,42** (0,19) |
| <i>L.Δ</i> Pref arancel_BRA | | 0,70*** (0,14) | |
| <i>L.Δ</i> Pref arancel_PRY | | 0,03 (0,04) | |
| <i>L.Δ</i> Pref arancel_URY | | 0,25* (0,13) | |
| Constante | -14,95*** (0,43) | -0,99 (0,79) | -19,27*** (0,42) |
| Observaciones | 93 | 91 | 93 |

b. Brasil

| Variable dependiente es | 1991-1995 | 1995-2001 | 1991-2001 |
|-----------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | <i>L.Δ</i> Pref arancel (1) | <i>L.Δ</i> Pref arancel (2) | <i>L.Δ</i> Pref arancel (3) |
| <i>L.Δ</i> Pref arancel_ARG | -0,86 (0,61) | 0,26*** (0,08) | 0,31 (0,52) |
| <i>L.Δ</i> Pref arancel_PRY | 0,11 (0,28) | -0,03 (0,04) | 0,22* (0,11) |
| <i>L.Δ</i> Pref arancel_URY | 2,03*** (0,43) | 0,16** (0,07) | 1,16** (0,46) |
| Constante | -1,59 (13,47) | 0,42 (0,58) | 8,91 (8,43) |
| Observaciones | 93 | 88 | 93 |

Errores estándar robustos en los paréntesis con *, **, y *** indicando diferencia estadística de cero a los niveles de 10, 5 y 1% respectivamente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bagwell, Kyle y Robert W. Staiger (1990). A Theory of Managed Trade. *American Economic Review*, 80(4), 779-795.
- Bagwell, Kyle y Robert W. Staiger (2011). What do Trade Negotiators Negotiate About? Empirical Evidence from the World Trade Organization. *American Economic Review*, 101(4), 1238-1273. <https://doi.org/10.1257/aer.101.4.1238>
- Balassa, Bela (1965). Trade Liberalization and 'Revealed' Comparative Advantage. *The Manchester School*, 33(2), 99-123. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1965.tb00050.x>
- Baldwin, R. y A. Venables (1995). Regional economic integration. *Handbook of International Economics*, 3, 1597-1644.
- Blonigen, Bruce A. (2005). The Effects of NAFTA on antidumping and countervailing duty activity. *World Bank Economic Review*, 19(3), 407-424. <https://doi.org/10.1093/wber/lhi014>
- Bohara, Alok, Kishore Gawande y Pablo Sanguinetti (2004). Trade diversion and declining tariffs: evidence from MERCOSUR. *Journal of International Economics*, 64(1), 65-88. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2003.07.004>
- Bond, Eric y Constantinos Syropoulos (1996). The Size of Trading Blocks: Market Power and World Welfare Effects. *Journal of International Economics*, 40(3-4), 412-437. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(95\)01412-8](https://doi.org/10.1016/0022-1996(95)01412-8)
- Bown, Chad P. (2011). Taking Stock of Antidumping, Safeguards and Countervailing Duties, 1990-2009. *The World Economy*, 34(12), 1955-1998. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2011.01388.x>
- Bown, Chad P. (2015a). What's Left for the WTO? *World Bank Policy Research Working Paper* No. 7502, diciembre.
- Bown, Chad P. (2015b) *Temporary Trade Barriers Database*. The World Bank. Disponible en <http://econ.worldbank.org/ttbd/> , junio.
- Bown, Chad P. y Meredith A. Crowley (2013a). Self-Enforcing Trade Agreements: Evidence from Time-Varying Trade Policy. *American Economic Review*, 103(2), 1071-1090. <https://doi.org/10.1257/aer.103.2.1071>
- Bown, Chad P. y Meredith A. Crowley (2013b). Import Protection, Business Cycles, and Exchange Rates: Evidence from the Great Recession. *Journal of International Economics*, 90(1), 50-64. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.12.001>
- Bown, Chad P. y Meredith A. Crowley (2014). Emerging Economies, Trade Policy, and Macroeconomic Shocks. *Journal of Development Economics*, 111, 261-273. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.05.001>
- Bown, Chad P. y Meredith A. Crowley (2016). The Empirical Landscape of Trade Policy. En Kyle Bagwell y Robert W. Staiger (eds.), *The Handbook of Commercial Policy*. Netherlands: Elsevier. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7620>
- Bown, Chad P. y Patricia Tovar (2011). Trade Liberalization, Antidumping, and Safeguards: Evidence from India's Tariff Reform. *Journal of Development Economics*, 96(1), 115-125. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2010.06.001>
- Bown, Chad P., Baybars Karacaovali y Patricia Tovar (2015). What Do We Know About Preferential Trade Agreements and Temporary Trade Barriers? En Andreas Dür y Manfred Elsig (eds.), *Trade Cooperation: The Purpose, Design and Effects of Preferential Trade Agreements* (pp. 433-462). Cambridge, UK: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781316018453.022>

- Broda, Christian, Nuno Limão y David Weinstein (2008). Optimal Tariffs and Market Power: The Evidence. *American Economic Review*, 98(5), 2032-2065. <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.2032>
- Calvo-Pardo, Hector, Caroline Freund y Emanuel Ornelas (2011). The ASEAN Free Trade Agreement: Impact on Trade Flows and External Trade Barriers. En Robert J. Barro y Jong-Wha Lee (eds.), *Costs and Benefits of Economic Integration in Asia* (pp. 157-186). Oxford, UK: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199753987.003.0006>
- Crivelli, Pramila (2014). Regionalism and Falling External Protection in High and Low Tariff Members. Geneva School of Economics and Management, working paper 14-08-2.
- Estevadeordal, Antoni, Caroline Freund y Emanuel Ornelas (2008). Does Regionalism Affect Trade Liberalization toward Nonmembers? *Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1532-1575. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.4.1531>
- Freund, Caroline y Emanuel Ornelas (2010). Regional Trade Agreements. *Annual Review of Economics*, 2(1), 139-166. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.102308.124455>
- Grossman, Gene M. y Elhanan Helpman (1994). Protection for Sale. *American Economic Review*, 84(4), 833-850.
- Karacaovali, Baybars y Nuno Limão (2008). The Clash of Liberalizations: Preferential vs. Multilateral Trade Liberalization in the European Union. *Journal of International Economics*, 74(2), 299-327. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.07.003>
- Kee, Hiau Looi, Alessandro Nicita y Marcelo Olarreaga (2008). Import Demand Elasticities and Trade Distortions. *Review of Economics and Statistics*, 90(4), 666-682. <https://doi.org/10.1162/rest.90.4.666>
- Kee, Hiau Looi, Alessandro Nicita y Marcelo Olarreaga (2009). Estimating Trade Restrictiveness Indices. *Economic Journal*, 119(534), 172-199. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02209.x>
- Kennan, John y Raymond Riezman (1990). Optimal Tariff Equilibria with Customs unions. *Canadian Journal of Economics*, 23(1), 70-83. <https://doi.org/10.2307/135520>
- Ketterer, Tobias, Daniel Bernhofen y Chris Milner (2014). Preferences, rent destruction and multilateral liberalization: The building block effect of CUSFTA. *Journal of International Economics*, 92(1), 63-77. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.10.011>
- Ketterer, Tobias, Daniel Bernhofen y Chris Milner (2015). The impact of trade preferences on multilateral tariff cuts: Evidence for Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, 31-51. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2015.05.001>
- Krugman, Paul R. (1991). Is Bilateralism Bad? En Elhanan Helpman y Assaf Razin (eds.), *International Trade and Trade Policy*. Cambridge: MIT Press.
- Kume, Honorio y Guida Piani (2006). Antidumping and Safeguard Mechanisms: The Brazilian Experience, 1988-2003. En J. Michael Finger y Julio J. Nogués (eds.), *Safeguards and Antidumping in Latin America's Trade Liberalization: Fighting Fire with Fire*. Nueva York: Palgrave Macmillan.
- Limão, Nuno (2006). Preferential Trade Agreements as Stumbling Blocks for Multilateral Trade Liberalization: Evidence for the U.S. *American Economic Review*, 96(3), 896-914. <https://doi.org/10.1257/aer.96.3.896>
- Limão, Nuno (2016). Preferential Trade Agreements. En Kyle Bagwell y Robert W. Staiger (eds.), *The Handbook of Commercial Policy*. Netherlands: Elsevier. <https://doi.org/10.3386/w22138>

- Limão, Nuno y Patricia Tovar (2011). Policy Choice: Theory and Evidence from Commitment via International Trade Agreements. *Journal of International Economics*, 85(2), 186-205. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.06.002>
- Ludema, Rodney D. y Anna Maria Mayda (2013). Do Terms-of-trade Effects Matter for Trade Agreements: Theory and Evidence from WTO Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1837-1893. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt016>
- Mai, Joseph y Andrey Stoyanov (2015). The Effect of the Canada-US Free Trade Agreement on Canadian Multilateral Trade Liberalization. *Canadian Journal of Economics*, 48(3), 1067-1098. <https://doi.org/10.1111/caje.12168>
- Moore, Michael O. (2011). Argentina: There and Back Again? En Chad P. Bown (ed.), *The Great Recession and Import Protection: The Role of Temporary Trade Barriers*. Londres: CEPR and World Bank.
- MSU (2016). MERCOSUR: History. Michigan State University, Broad College of Business. Recuperado el 12 de abril de <http://globaledge.msu.edu/trade-blocs/MERCOSUR/history>
- Nicita, Alessandro, Marcelo Olarreaga y Peri Silva (2015). Cooperation in WTO's Tariff Waters. University of Geneva mimeo, revisado.
- Nogués, Julio J. y Elías Baracat (2006). Political Economy of Antidumping and Safeguards in Argentina. En J. Michael Finger y Julio J. Nogués (eds.), *Safeguards and Antidumping in Latin America's Trade Liberalization: Fighting Fire with Fire*. Nueva York: Palgrave Macmillan.
- Olarreaga, Marcelo y Marcel Vaillant (2011). Brazil: Micro- and Macro-determinants of Temporary Trade Barriers. En Chad P. Bown (ed.), *The Great Recession and Import Protection: The Role of Temporary Trade Barriers*. Londres: CEPR y World Bank.
- Panagariya, A. (2000). Preferential made civilization: the motivational theory and new developments. *Journal of Economic Literature*, 38, 287-331.
- Prusa, Thomas J. y Robert Teh (2010). Protection reduction and diversion: PTAs and the incidence of antidumping disputes. NBER Working Paper No. 16276. <https://doi.org/10.3386/w16276>
- Richardson, Martin (1993). Endogenous Protection and Trade Diversion. *Journal of International Economics* 34(3-4), 309-324. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90052-Y](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90052-Y)
- Soderberry, Anson (2015). Estimating Import Supply and Demand Elasticities: Analysis and Implications. *Journal of International Economics*, 96(1), 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.01.003>
- Syropoulos, Constantinos (1999). Customs Unions and Comparative Advantage. *Oxford Economic Papers*, 51(2), 239-266. <https://doi.org/10.1093/oeq/51.2.239>
- Tovar, Patricia (2012). Preferential Trade Agreements and Unilateral Liberalization: Evidence from CAFTA. *World Trade Review*, 11(4), 591-619. <https://doi.org/10.1017/S1474745612000250>
- Wooldridge, Jeffrey (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition. Cambridge: MIT Press.

Documento recibido el 24 de noviembre de 2017
y aprobado el 11 de diciembre de 2017