



Universidad de
San Andrés

Universidad de San Andrés
Departamento de Economía
Licenciatura en Economía

**El efecto del GATT-OMC sobre el comercio internacional:
revisitando el modelo de gravedad**

Autor: *Marcos Pardo*

Legajo: *30174*

Mentor: *Rodolfo Stucchi*

Vito Dumas 284, B1644BID, Victoria, San Fernando, Buenos Aires, Argentina
Teléfono +54 11 7078 0400 ext. 4570
Email: economia@udesa.edu.ar

El efecto del GATT-OMC sobre el comercio internacional: revisitando el modelo de gravedad

Marcos Pardo
Universidad de San Andrés

31 de agosto de 2022



Resumen

En el último siglo, la globalización ha sido crucial para estimular el comercio internacional, especialmente a través de la firma de acuerdos comerciales. Uno de ellos es el que dio lugar al sistema GATT-OMC. En este trabajo estimamos el efecto de pertenecer a ese sistema sobre el flujo de comercio usando el modelo de gravedad y aplicando un diseño de diferencias en diferencias con datos de panel. Encontramos que ser parte del GATT-OMC incrementa el flujo de comercio en 22% en promedio. El efecto se mantiene robusto ante una colección de especificaciones que incluyen controles como la pertenencia a un acuerdo regional (RTA) y a la Unión Europea así como efectos fijos bilaterales. Como pruebas de robustez adicionales, aplicamos Goodman-Bacon (2021) y Callaway y Sant'Anna (2020) para controlar por la entrada secuencial de los países al acuerdo. Los resultados probaron ser robustos en signo, no obstante la magnitud del efecto es mayor al controlar por la entrada secuencial.

Palabras clave: comercio bilateral, modelo de gravedad, economía internacional, diferencias en diferencias, GATT-OMC, Unión Europea.

1. Introducción

Entre 1960 y 2014, las exportaciones mundiales como porcentaje del Producto Interior Bruto (PIB) mundial crecieron del 8.69 % al 24.24 %, es decir, el ratio aumentó prácticamente el triple (Figura 1). Entre 1960 y 1995, el stock real de inversiones extranjeras directas como porcentaje del PIB mundial se incrementó en un 59 %¹. Estos datos subrayan el enorme rol de la globalización. De acuerdo con Deardorff y Stern (2002), la globalización se puede definir como el aumento de transacciones internacionales en los mercados de bienes, servicios y factores de producción. Si bien este proceso significa básicamente el aumento del comercio internacional, implica el fortalecimiento de elementos tales como la inversión extranjera directa, la presencia de corporaciones multinacionales y las restricciones de instituciones internacionales sobre políticas gubernamentales. En este marco, en las últimas décadas se han ido firmando distintos acuerdos internacionales, entre los que se destacan el Acuerdo General sobre Aranceles y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) y su versión más reciente, la Organización Mundial del Comercio (OMC).

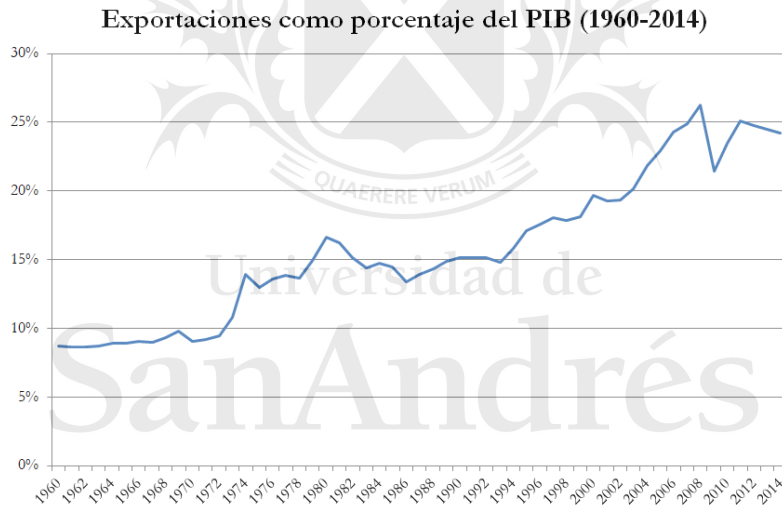


Figura 1: Fuente: elaboración propia a partir de datos de Our World in Data, <https://ourworldindata.org/>

Los acuerdos multilaterales son cruciales para promover las exportaciones, así como también la innovación y el desarrollo productivo (Freund y Ornelas, 2010). El modelo de gravedad, como *framework* empírico para estudiar el impacto de estos acuerdos, ha alcanzado un amplio consenso en la literatura (Carrere, 2006). Su vigencia para explicar la variación en los flujos internacionales de comercio es indiscutida (Yotov, 2022). Las evaluaciones de impacto que utilizan el modelo de gravedad se suelen implementar con datos de panel junto con efectos fijos donde, en general, el impacto que se estudia afecta a las unidades en distintos momentos del tiempo. Bajo este fenómeno, también cono-

¹WTO, International Trade Statistics, 1999

cido como *staggered difference-in-differences*², el estimador de *Two-Way Fixed Effects (TWFE)*, que surge de aplicar la metodología descrita, se ha sometido a un escrutinio estricto (Wooldridge, 2021). Varios estudios analizan los sesgos potenciales que se generan al evaluar impactos bajo ese tipo de contextos. Por ejemplo, las cohortes que son tratadas por un período mas prolongado suelen tener un peso relativo mayor en la estimación final (Goodman-Bacon, 2021).

El objetivo de este trabajo es analizar el impacto de los acuerdos comerciales sobre las exportaciones e importaciones de los países que firman esos acuerdos. Para ello, se hace foco en el sistema GATT - OMC. Como estrategia empírica, se estima el modelo de gravedad, que es el método estándar utilizado en la literatura, en un contexto de datos de panel. Se aplica un diseño de diferencias en diferencias, que es considerado robusto para controlar por la selección endógena de países a distintos acuerdos comerciales (Baier y Bergstrand, 2007). Una vez obtenidos los estimadores, vemos la robustez ante la adhesión a la Unión Europea (UE) y la pertenencia a acuerdos comerciales regionales (RTA, por sus siglas en inglés). Luego introducimos el enfoque de Goodman-Bacon (2021), que permite controlar por la entrada secuencial de los países al acuerdo a través de un estudio de eventos, y el de Callaway y Sant’Anna (2020), que calcula el impacto promedio del tratamiento teniendo en cuenta esa entrada secuencial.

Los datos utilizados fueron construidos por Conte, Cotterlaz, y Mayer (2020) para estimar el modelo de gravedad e incluyen variables tanto unilaterales como bilaterales para cada par de socios comerciales. La base se complementó con una variable sobre PIB real de la Penn World Table (Feenstra, Inklaar, y Timmer, 2015).

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la siguiente sección presenta la historia del GATT y la OMC. La tercera hace referencia a la estrategia empírica, que incluye las diferentes variantes de los modelos estimados, las estimaciones estándar del modelo de gravedad que se replican como punto de partida y la base de datos. La cuarta sección presenta los resultados y la quinta concluye.

²<https://brittarude.github.io/blog/2020/07/21/britta-rude-staggered-difference-in-difference-as-the-next-level>

2. El GATT y su versión más reciente, la OMC

Antes de pasar a la sección empírica, repasamos brevemente la historia del GATT, de sus ocho rondas comerciales y de la creación de la OMC. Nos basamos en gran medida en Krugman, Obstfeld, y Melitz (2012).

En 1947, 23 países comenzaron a desarrollar negociaciones comerciales bajo un marco provisional de reglas posteriormente conocido como el GATT. Este acuerdo provisional rigió el comercio mundial durante los siguientes 48 años.

El GATT se trataba de un acuerdo: los participantes eran denominados “partes contratantes”. En 1995 se creó la OMC, que sucedió formalmente al GATT y empezó a administrar las normas mundiales que rigen el comercio.

En el marco de estos sucesos, se fue dando un proceso de vinculación de los tipos arancelarios. Esto implicó el compromiso, por parte de los países que administraban esos aranceles, de no elevarlos. Como Krugman y cols. (2012) enuncian, “en la actualidad, casi todos los tipos arancelarios de los países desarrollados son vinculantes, así como las tres cuartas partes de los tipos arancelarios de los países en desarrollo”. Los autores explican que si bien un país puede aumentar aranceles debe obtener la aprobación de los demás, lo que suele implicar la reducción de otros aranceles. Por otra parte, subrayan que el sistema GATT-OMC también ha intentado evitar las intervenciones no arancelarias en el comercio, tales como los subsidios a la exportación.

Para avanzar en las negociaciones multilaterales, el típico instrumento es la ronda comercial, en la que muchos países se reúnen y negocian un conjunto de reducciones arancelarias y otras medidas para liberalizar el comercio. Desde 1947 ha habido ocho rondas arancelarias, que explicamos a continuación.

Las cinco primeras rondas consistieron en “negociaciones bilaterales ‘paralelas’ en las que cada país negociaba de uno a uno con una serie de países al mismo tiempo. Por ejemplo, si Alemania quería ofrecer una reducción arancelaria que beneficiara tanto a Francia como a Italia, solicitaría a ambos países que ofrecieran concesiones recíprocas” (Krugman y cols., 2012).

La Ronda Kennedy, el sexto acuerdo, terminó en 1967. Tenía como objetivo la reducción del 50% de los aranceles de los principales países industrializados. Los resultados obtenidos distaron de los previstos inicialmente pero no dejaron de ser importantes³, alcanzándose una reducción promedio de 35%.

La Ronda Tokio, que terminó en 1979, “redujo los aranceles con una fórmula más compleja” que la de la ronda anterior. Además, se establecieron “nuevos códigos para controlar la proliferación de barreras no arancelarias, tales como restricciones voluntarias a las exportaciones y acuerdos de ordenación de mercado” (Krugman y cols., 2012).

Por último, en 1994 se completó una octava ronda de negociaciones, la Ronda

³<http://www.economia48.com/spa/d/ronda-kennedy/ronda-kennedy.htm>

Uruguay. Comenzó en 1986 con un encuentro en Punta del Este, Uruguay. Tras siete años de negociación, a finales de 1993 se redactó finalmente “un documento básico de 400 páginas de acuerdos, junto con documentos suplementarios que detallaban los compromisos específicos de los países miembros respecto a mercados y productos concretos. El acuerdo fue firmado en Marrakech, Marruecos, en abril de 1994, y ratificado por los principales países a finales de ese año”. Los resultados más importantes pueden agruparse en torno de dos ejes fundamentales: liberalización comercial y reformas administrativas (Krugman y cols., 2012).

Esta última ronda es la que dio lugar a la OMC. Esta organización tiene 164 miembros, que representan el 98 % del comercio mundial. Un total de 25 países están negociando su pertenencia⁴.

La figura 2 muestra que hacia 2022 casi todos los países eran miembros de la OMC.



Figura 2: Países miembro de la OMC en 2022

Dada la historia del GATT y la OMC, a lo largo de este trabajo los consideramos como un acuerdo único, GATT-OMC, y estimamos su efecto conjunto. Las series de la Figura 3 muestran, por un lado, cómo los miembros actuales fueron entrando secuencialmente a ese sistema junto con el total acumulado para cada año (panel a) y la tendencia decreciente del promedio mundial de tarifas (panel b).

⁴https://www.wto.org/english/thewto_e/whatis_e/inbrief_e/inbr_e.htm

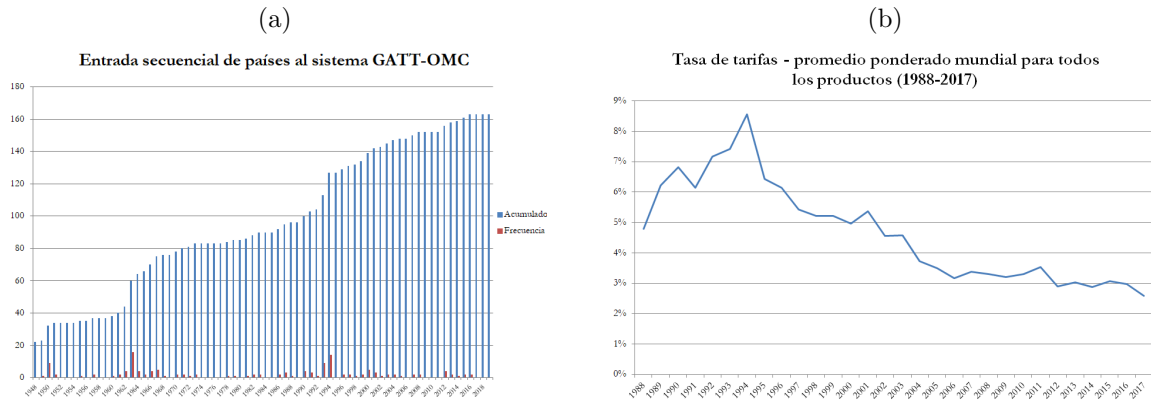
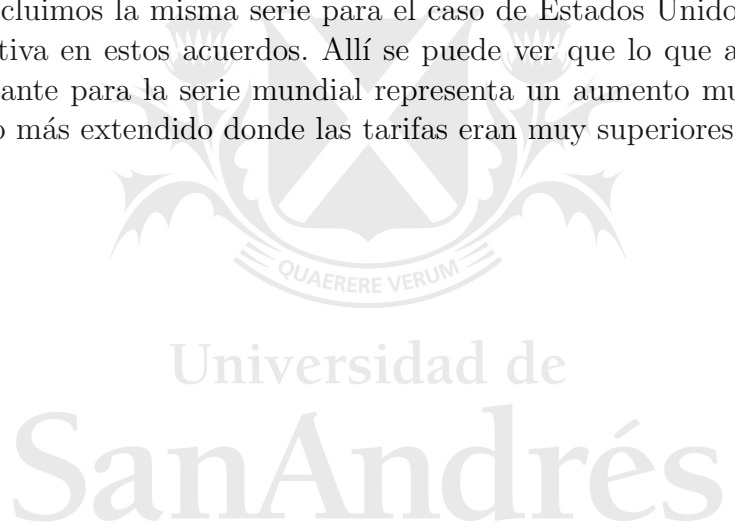


Figura 3: Fuentes: Conte y cols. (2020) y Our World in Data respectivamente

Para poner en perspectiva el pico que alcanza la serie del panel b hacia 1995, en el apéndice B incluimos la misma serie para el caso de Estados Unidos, que tiene una participación activa en estos acuerdos. Allí se puede ver que lo que aparece como un aumento importante para la serie mundial representa un aumento muy pequeño si se toma un período más extendido donde las tarifas eran muy superiores.



3. Estrategia empírica

Estimamos el impacto del GATT-OMC utilizando dos enfoques: el modelo de gravedad y el enfoque de diferencias en diferencias aplicado al panel a nivel de países individuales.

3.1. Modelo de gravedad

El modelo fundamental sobre el que se asienta este trabajo es el de gravedad, cuya especificación estándar en un contexto de datos de panel puede escribirse de la siguiente manera:

$$trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 dist_{ij} + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 Y_{jt} + \gamma X_{ijt} + \eta_t + \epsilon_{ijt}$$

donde $trade_{ijt}$ es el logaritmo del volumen de comercio bilateral entre el país i y el país j en el año t ; $dist_{ij}$ es el logaritmo de la distancia entre las ciudades más pobladas de cada par de países (en km); Y_{it} e Y_{jt} son, respectivamente, los logaritmos de los tamaños de cada economía en t , para los cuales tomamos principalmente la medición del PIB real —sin ajustar por Paridad del Poder Adquisitivo, como se explica más adelante— pero también su versión corriente. X_{ijt} es un vector de variables de control que reflejan factores culturales e institucionales (*i.e.* si ambos países comparten un idioma oficial, o si comparten frontera). η_t es un efecto fijo por año que controla por todos aquellos *shocks* temporales comunes a todos los pares de países.

Este enfoque fue adoptado, por ejemplo, por Baier y Bergstrand (2007) para estimar los efectos de los acuerdos de libre comercio. Las Tablas A.1-A.3 del Apéndice A replican las estimaciones hechas en Baier y Bergstrand (2007). Los resultados son esperables para un modelo típico de gravedad: todos los resultados dan significativos y la distancia impacta de manera negativa en el volumen de comercio, mientras que una mayor producción de bienes y servicios (PIB) impacta positivamente.

Baier y Bergstrand (2007) presentan una serie de estimaciones del modelo de gravedad haciendo un recorrido por varias metodologías que buscan corregir el problema de endogeneidad. Este surge con la posibilidad de que los países se seleccionen a los distintos acuerdos cuyo impacto se está estudiando. En su análisis, por un lado, llevan a cabo una serie de estimaciones a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para años específicos de los datos; por otro lado, utilizan datos de panel e incluyen alternativamente efectos fijos de tiempo y efectos fijos bilaterales.

Es bueno subrayar que los autores se enfocan en la variable binaria “Acuerdo de Libre Comercio” (FTA, por sus siglas en inglés) como variable de control. Para este trabajo, no contamos con esa variable dada la base utilizada. Por ello, la reemplazamos por otra que captura un aspecto similar: “Acuerdo Comercial Regional” (RTA). Este es uno de los motivos por los que los resultados son ligeramente distintos de los obtenidos

por Baier y Bergstrand (2007). De todas formas, replicar con exactitud esos resultados excede el objetivo de este trabajo. Lo que se busca es alcanzar una similitud razonable con ellos, ya que capturan muy bien los avances que la literatura fue haciendo hacia análisis cada vez más confiables, y así obtener un punto de comparación creíble para la obtención de nuestros propios resultados.

Para su primera estimación, utilizan todas las observaciones para las cuales el dato del flujo comercial reportado existe o es distinto de cero, y toman los años 1960, 1970, 1980, 1990 y 2000. La Tabla A.1 del apéndice A replica esa estimación.

Seguidamente, los autores estiman el primer modelo para los mismos años, pero buscando controlar por los términos de precios multilaterales, para lo cual utilizan efectos fijos de país. Encuentran que estos últimos ayudan a controlar por el sesgo de endogeneidad creado por precios y la influencia esperada de tener FTAs en otros países sobre el volumen de comercio, pero no corrigen por el sesgo introducido al seleccionarse los países a los FTAs. Esos resultados se replican en la Tabla A.2. De acuerdo con los autores, la imposibilidad de corregir esa endogeneidad se refleja en la inestabilidad de los coeficientes asociados a la variable FTA. Esto se mantiene cierto para nuestra variable, RTA.

Sucesivamente, Baier y Bergstrand (2007) se explayan en los intentos que la literatura fue haciendo para resolver el problema de endogeneidad a través de técnicas *cross-section*, concluyendo la imposibilidad de hacer esto ya que las variables que correlacionan de manera *cross-section* con la posibilidad de formar un FTA también lo hacen con el volumen de comercio. Pero argumentan que uno puede sacar conclusiones fuertes y confiables sobre el impacto promedio del tratamiento (ATT, por sus siglas en inglés) usando datos de panel. Proponen usar un panel, efectos fijos y diferenciación de los datos para llevar el análisis a un nivel superior. A lo largo de nuestro propio análisis, también implementamos efectos fijos. La razón se comparte con los autores citados y es que la fuente de endogeneidad es la heterogeneidad inobservable e invariante en el tiempo; en particular, “existen variables bilaterales inobservables e invariantes en el tiempo (“ w_{ij} ”) que influyen simultáneamente en la presencia de un FTA (RTA) y en el volumen de comercio” (pág. 84). Como estas variables están probablemente correlacionadas con RTA_{ijt} , lo mejor es utilizar efectos fijos bilaterales, ya que este enfoque permite correlaciones arbitrarias entre w_{ij} y RTA_{ijt} . Se evita usar efectos aleatorios dado que estos se basan en un supuesto muy fuerte para su validez, que es el de correlación cero entre los factores inobservables w_{ij} y la variable FTA_{ijt} .

3.2. Estimación por diferencias en diferencias y unidad de país

Siendo la unidad del panel el país, estimamos

$$trade_{flow}_{it} = \beta_0 + \delta GATT - OMC_{it} + \gamma X_{it} + \eta_i + \eta_t + \epsilon_{it}$$

donde GATT-OMC es la variable de interés, que consiste en una variable unilateral binaria que toma valor 1 a partir del año en que el país entra ya sea al GATT o a la OMC; X_{it} es un vector de variables de control; η_i es un efecto fijo por país que controla por aquellas características de cada uno que son inobservables e invariantes en el tiempo; mientras que η_t es un efecto fijo por año que controla por todos aquellos *shocks* temporales comunes a todos los países.

La variable dependiente ahora es, para cada año, la suma del flujo de comercio de cada país con el resto del mundo. Dado que el nivel del panel no es más el par de países, no se incluye la distancia y casi todos los términos cuentan con el subíndice *it*.

3.3. Datos

La base de datos principal utilizada en este trabajo es la de Conte y cols. (2020). Cubre un período que se extiende desde 1948 hasta 2019 e incluye 252 países, varios de los cuales solo han existido por un período más corto. La definición de país abarca territorios que no son formalmente independientes, así como también demarcaciones territoriales vigentes con anterioridad. La base se complementó con el dato de PIB real a precios constantes de 2017 (en millones de dólares) de cada economía, para lo cual recurrimos a la versión 10.0 de la Penn World Table, actualizada en junio de 2021 (Feenstra y cols., 2015).

Nuestra principal variable dependiente es el flujo de comercio reportado por los países que exportan, tomada en logaritmos. También utilizamos una versión estandarizada de esa variable, dividiéndola por el PIB corriente. A lo largo de todo el análisis, trabajamos con todas las observaciones para las cuales existen datos del flujo comercial (eliminando los *missings*). Esto último implica truncar la base de datos y quedarnos con 818765 observaciones para la base bilateral.

Como se mencionó anteriormente, la base es utilizada de dos formas: por un lado, se trabaja con la versión inicial de Conte y cols. (2020). Esto implica trabajar con un panel de pares de países, y posibilita incluir efectos fijos a ese nivel en las estimaciones. Por otro lado, la base se simplifica a nivel de países utilizando el comando *collapse* en Stata. Se obtiene así una base más sintética que suma, por año y para cada uno de los países, el flujo comercial que cada uno tiene con el resto del mundo (entendido como exportaciones + importaciones). El formato original se usa para estimar el modelo de gravedad. El segundo formato se utiliza para estimar por diferencias en diferencias donde, además de incluir efectos fijos (tanto de países como de tiempo), se implementan los métodos más recientes como pruebas de robustez.

Una vez simplificada la base de datos a nivel de países (y teniendo en cuenta que solo usamos variables con datos existentes para el flujo comercial) quedan 7549 observaciones. Al hacerlo, generamos una nueva variable en términos corrientes que es el flujo de comercio relativo al PIB, que se construye dividiendo la variable de flujo de comercio reportado por el país de origen sobre la variable de PIB corriente (ambas en

miles). Esto resulta útil para poder controlar por el tamaño de las economías cuando los comandos que implementamos (como el estudio de eventos) toman una variable única —de *outcome*— sin incluir controles. La Tabla 1 presenta algunas estadísticas descriptivas de esta versión de la base de datos:

Tabla 1: Estadísticas descriptivas

VARIABLES	N	mean	sd	min	max
Flujo comercial (miles de USD corrientes)	7,549	43020412.75	146760694.82	62.43	2.49e+09
PIB real (mill. USD constantes 2017)	6,757	456,972.99	1,483,329.40	61.75	20563592.00
PIB (miles de USD corrientes)	7,055	234878633.72	1.07e+09	15,451.31	2.14e+10
GATT-OMC	7,549	0.69	0.46	0	1
UE	7,549	0.11	0.31	0	1
RTA	7,549	0.77	0.42	0	1
Habitantes (miles)	7,466	33,638.04	122,105.37	3.37	1,392,729.98
ln(PIB)	7,055	16.55	2.46	9.65	23.79
ln(PIB real)	6,757	11.06	2.14	4.12	16.84
Flujo de comercio/PIB	7,055	0.25	0.24	0	4.65

Es bueno aclarar que para gran parte de los resultados analizados, en particular en la elaboración de los gráficos, se remueven 11 outliers —datos especialmente elevados para la variable de flujo de comercio relativa al PIB nominal. Se trata de ratios superiores a 1.5 y los casos son Bahamas en los períodos 1974-76 y 1980-84; Yugoslavia en 1990; Qatar en 1972 y Singapur en 1980. En el caso de las regresiones esto no es necesario, ya que se tiene en cuenta tanto el flujo de comercio (variable a la izquierda de la ecuación) como el tamaño de la economía (a la derecha).

Otra observación importante en pos de contribuir a la robustez del análisis es que para medir el PIB de los países se le da preferencia a la versión que no ajusta por paridad de poder adquisitivo. La idea es evitar distorsiones vinculadas a los tipos de cambio o a los precios relativos de los bienes y servicios entre países: una economía podría tener precios más bajos en dólares y su tamaño, por lo tanto, podría parecer mayor, o viceversa.

4. Resultados

4.1. Modelo de gravedad

En primer lugar, la Tabla 2 toma los criterios de la Tabla A.3 del Apéndice A (Baier y Bergstrand, 2007) —manteniendo solamente las estimaciones que incluyen efectos fijos de tiempo— y los complementa con una variación de especificaciones que incluyen el acuerdo principal de este trabajo y ciertos controles.

Todas las columnas tienen coeficientes de PIB local, PIB de destino y distancia razonablemente cercanos a la unidad y significativos al 1 %. Al incluir GATT-OMC en lugar de RTA y mirando la primera columna —que incluye *time effects*— el impacto del PIB real de la economía local sobre el volumen de comercio se mantiene prácticamente igual que en la Tabla A.3. Lo mismo ocurre para el PIB del país importador. El impacto de la distancia aumenta un poco en términos absolutos respecto de la Tabla A.3 (1 % más de distancia entre centros económicos reduce en 1.26 % el flujo de comercio en promedio). Observando la cuarta columna, que incluye tanto efectos fijos bilaterales (a nivel de pares de países) como efectos fijos de tiempo, en comparación con la primera el impacto del PIB real local aumenta en un 6.67 % y el del destino aumenta en un 20 %. El coeficiente de distancia es omitido en las regresiones que incluyen efectos fijos bilaterales dado que no tiene variabilidad en el tiempo. Mirando esta misma columna, ser parte del sistema GATT-OMC genera un 20 % de aumento en el volumen de comercio bilateral. Estos resultados son razonables, y los coeficientes se asimilan a los obtenidos por Baier y Bergstrand (2007). Tenemos así un benchmark creíble que sienta las bases para los análisis que siguen.

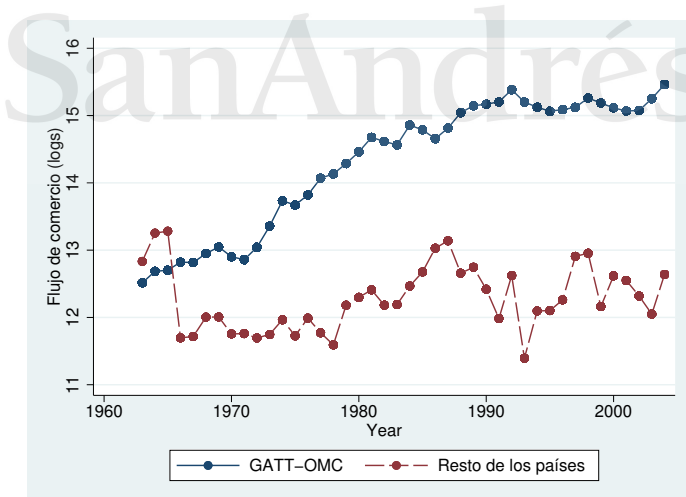


Figura 4: Flujo de comercio con y sin GATT - OMC

En la figura 4, puede observarse con claridad cómo el promedio del flujo de comercio (en logaritmos) diverge para los países que eventualmente entran al sistema GATT-

OMC con respecto al resto⁵.

Dada la existencia de otros acuerdos, el impacto del GATT-OMC podría estar sobrestimado. Por ese motivo, se incluyen como controles si el par de países pertenece a un acuerdo regional (RTA) por un lado, y si el país es miembro de la Unión Europea (UE) por otro. El impacto del GATT-OMC se mantiene robusto. Controlando por pertenencia a un acuerdo regional y a la UE, e incluyendo efectos fijos de tiempo y bilaterales, pertenecer al sistema GATT-OMC incrementa el flujo de comercio en 22% en promedio. Explicamos por qué la UE es un buen control.

Tabla 2: Ecuaciones de gravedad con datos de panel usando varias especificaciones: variables GATT-OMC, de Acuerdo Regional y de Unión Europea incluidas⁶

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln(tradeflow)					
ln $RGDP_{it}$	1.20*** (0.00)	1.19*** (0.00)	1.15*** (0.00)	1.28*** (0.03)	1.29*** (0.03)	1.34*** (0.03)
ln $RGDP_{jt}$	0.87*** (0.00)	0.86*** (0.00)	0.87*** (0.00)	1.04*** (0.02)	1.05*** (0.02)	1.04*** (0.02)
ln $DIST_{ij}$	-1.26*** (0.00)	-1.07*** (0.00)	-1.02*** (0.00)			
ADJ_{ijt}	0.60*** (0.02)	0.49*** (0.02)	0.63*** (0.02)			
$LANG_{ijt}$	0.97*** (0.01)	0.94*** (0.01)	1.03*** (0.01)			
GATT-OMC	0.80*** (0.01)	0.73*** (0.01)	0.60*** (0.01)	0.20*** (0.02)	0.20*** (0.02)	0.22*** (0.02)
RTA		1.11*** (0.01)	0.96*** (0.01)		0.30*** (0.02)	0.26*** (0.02)
Miembro de la UE			0.83*** (0.01)			0.42*** (0.02)
Constante	-5.87*** (0.06)	-7.29*** (0.06)	-7.43*** (0.06)	-19.29*** (0.38)	-19.52*** (0.38)	-19.98*** (0.38)
Observaciones	681,830	681,830	681,830	681,830	681,830	681,830
R-cuadrado	0.57	0.58	0.59	0.40	0.40	0.41
Número de id				26,752	26,752	26,752
Efectos fijos de tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos bilaterales	No	No	No	Sí	Sí	Sí

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: Omitimos los coeficientes de año por brevedad.

⁵En la figura, GATT-OMC se refiere al grupo de países que eventualmente entran ya sea al GATT o a la OMC.

⁶“RGDP” es “PIB real”; “ADJ” se refiere a “frontera común” y “LANG” es “lenguaje oficial en común”.

La UE es una comunidad política de derecho cuyo fin ha sido promover la integración y gobernanza en común de los Estados y los pueblos de Europa. Al día de la fecha, se compone de veintisiete Estados europeos y fue establecida con la entrada en vigor del Tratado de la Unión Europea (TUE) el 1 de noviembre de 1993. Es importante remarcar que muchos aspectos de la Unión existieron antes de esa fecha.

Si un país solicitante reúne las condiciones para integrar la UE debe aplicar la normativa de dicha entidad en todos los ámbitos. Las condiciones, conocidas como “criterios de Copenhague”, consisten en la economía de mercado, una democracia estable, el Estado de Derecho y la aceptación de toda la legislación de la UE, incluida la relativa al euro⁷.

Un concepto importante para ilustrar la relevancia de la UE en el ámbito comercial es el de “acuerdos comerciales preferentes”. Estos acuerdos consisten en que “los aranceles aplicados a los productos procedentes de cada una de las naciones [que forman parte de ellos] son menores que las tasas aplicadas a los mismos bienes procedentes de otros países. El GATT, en general, prohibía tales acuerdos pero hacía una excepción: iba contra las reglas que el país A tuviera aranceles más bajos sobre las importaciones procedentes del país B que sobre las de C, pero era aceptable que los países B y C acordasen tener aranceles cero recíprocamente entre sí”. Es decir, el GATT permite los acuerdos comerciales preferentes solo si conducen al libre comercio entre los países que alcanzan el acuerdo (Krugman y cols., 2012).

Como también explican Krugman y cols. (2012), “por lo general dos o más países que acuerden mantener un comercio libre pueden hacerlo de una de las dos siguientes maneras. Pueden crear un área de libre comercio en la que los bienes de cada país pueden ser enviados al otro sin aranceles, pero en la que los países fijan sus aranceles frente al resto del mundo de forma independiente. O pueden crear una unión aduanera, en la que los países deben ponerse de acuerdo respecto a sus tipos arancelarios”. La UE es una unión aduanera total, y esto implica que todos los países deben ponerse de acuerdo para aplicar el mismo tipo arancelario a cada bien importado (Krugman y cols., 2012).

Adicionalmente, es útil detenerse en la importancia de la firma del Tratado de Maastricht (oficialmente, TUE), uno de los tratados fundacionales de la UE. Firmado en Maastricht, Holanda el 7 de febrero de 1992, fue concebido como la culminación política de un conjunto normativo. Sus aspectos más importantes son el concepto de ciudadanía europea —toda persona que ostente la nacionalidad de un país miembro es ciudadano de la UE—; el de política exterior y de seguridad común, el de coordinación y colaboración en materia de justicia y asuntos internos de cada estado y el de política monetaria común —estableció las pautas para la introducción del euro, la moneda oficial europea, y los pilares fundamentales del Banco Central Europeo⁸. Todo esto justifica la importancia de controlar por la membresía a la UE.

⁷https://european-union.europa.eu/principles-countries-history/joining-eu_es

⁸<https://www.ipade.mx/2022/02/17/30-anos-del-tratado-de-maastricht-exitos-y-retos-de-la-union-europea/>

4.2. Diferencias en diferencias

Seguidamente, nos detenemos de manera más detallada en los enfoques alternativos que la literatura econométrica ha ido proponiendo durante los últimos años, y que actualmente son objeto de un intenso debate en el ámbito académico. Estos análisis consideran potenciales sesgos que puede haber cuando existe un diseño de diferencias con una adopción secuencial del tratamiento. A continuación mostramos conceptos como los de “estudio de eventos”, que normaliza las unidades de tiempo del panel para todas las observaciones, y “descomposiciones de coeficientes”, que muestran ponderaciones hechas para construir los estimadores.

La Tabla 3 presenta, para el caso GATT-OMC, los estimadores de TWFE sin utilizar covariables. Como variable dependiente se usa el logaritmo del flujo comercial.

Tabla 3: Estimación TWFE (diferencias en diferencias) sin controles

VARIABLES	(1) ln(tradeflow)
GATT-OMC	0.351*** (0.108)
Constante	11.525*** (0.140)
Observaciones	7,549
R-cuadrado	0.769
Número de id de país	211
Efectos fijos de tiempo	Sí
Efectos fijos de país	Sí

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En cuanto a la utilización de diferencias en diferencias, el supuesto de identificación realizado es que la tendencia del grupo control es un buen contrafactual de la que hubiese podido seguir el grupo tratado en ausencia del tratamiento (*i.e.* de no haber adherido al sistema GATT-OMC, la evolución del flujo de comercio agregado de los países que efectivamente adhirieron hubiese sido similar a la de aquellos países que no lo hicieron). Con efectos fijos, si se cumple que previamente al tratamiento había “igualdad de tendencias”, se puede controlar por el tipo de selección que existe en la entrada de los distintos países a los acuerdos. Este diseño empírico ha sido frecuentemente utilizado por la literatura para analizar cómo varía el impacto de distintas variables sobre el volumen de comercio internacional.

La siguiente sección se basa en gran medida en los textos de Cunningham (2021), cuyo libro cumple un rol de difusión de los conceptos claves de esta nueva literatura.

Goodman-Bacon (2019) es un artículo sumamente potente para mostrar cómo el estimador de TWFE (efectos fijos con *dummies* de año en un panel) está sesgado cuando existe un *timing* diferencial y con efectos heterogéneos para un mismo tratamiento a lo largo del tiempo. El trabajo en cuestión separa las diferentes maneras a través de las cuales TWFE obtiene los coeficientes, en muchos casos sin ninguna razón sustentable desde el punto de vista teórico.

En esencia, el *Bacon decomposition theorem* postula que el estimador de TWFE es un promedio ponderado de todos los estimadores potenciales 2x2 de diferencias en diferencias (Figura 5), en donde las ponderaciones se basan tanto en los tamaños de cada grupo como en la varianza en el tratamiento. Bajo el supuesto de igualdad de tendencias ponderadas por la varianza —o *variance weighted common trends (VWCT)*— y efectos de tratamiento invariantes en el tiempo, el ATT (impacto promedio del tratamiento para el subconjunto de unidades tratadas) ponderado por varianza es un promedio ponderado de todos los posibles ATTs. Bajo supuestos más rigurosos, este estimador coincide de manera perfecta con el ATT.

Pero esto último no se cumple cuando existen efectos del tratamiento que varían en el tiempo, dado que este tipo de efectos en el marco de un diseño de *timing* diferencial estimados con TWFE pueden generar un sesgo (Cunningham, 2021).

Los autores observan que el *group variation* se vuelve relevante, de manera opuesta al *unit-level variation*. El *Bacon decomposition* muestra que TWFE está utilizando el *group variation* para calcular el parámetro de interés. En nuestro caso, en la medida en que más países hayan pasado a formar parte del sistema GATT-OMC al mismo tiempo, mayor influencia tendrán sobre la estimación agregada final.

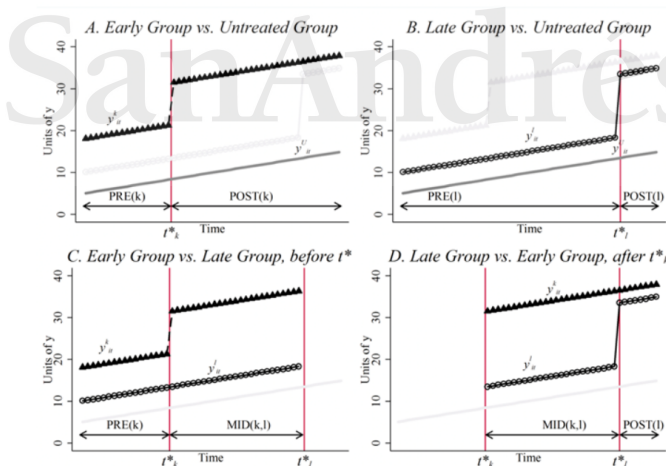


Figura 5: Estimadores 2x2 que se agregan para construir el *diff-in-diff estimate*

De esa manera, la cantidad de tiempo que un grupo pasa en el tratamiento determina su varianza de tratamiento, lo que a su vez influye en el peso que el 2x2 tiene en la agregación final del parámetro mismo de *diff-in-diff (DD)*.

Habiendo tomado conciencia sobre estas diferencias en las ponderaciones, aplicamos el estudio de eventos con datos de panel de Goodman-Bacon (2021) a nuestra variable de interés. Presentamos un gráfico con una serie de *point estimates* normalizados en torno del momento del tratamiento, por un lado los *leads* (anteriores al tratamiento) y por otro los *lags* (posteriores). También, los *tests* de significancia estadística de esos *leads* y *lags* con y sin *wild bootstrap*. En estos, lo que se busca es no rechazar en el caso de los *leads* pero sí hacerlo en el caso de los *lags*. No se incluye ningún control cuando se analizan los *point estimates* mencionados, sino que la única variable explicativa es el acuerdo en cuestión.

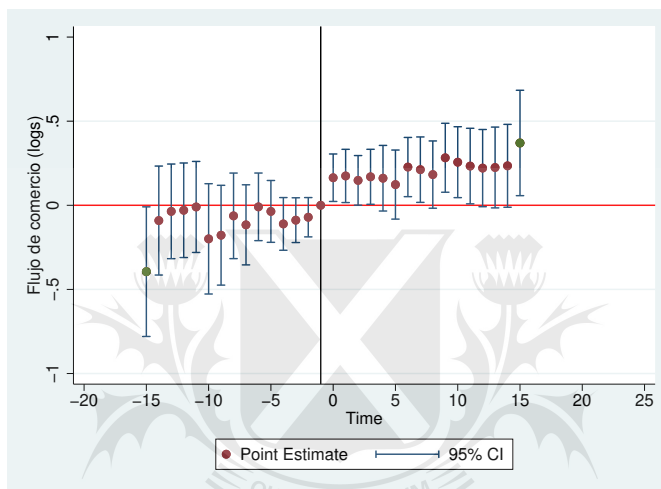


Figura 6: Estudio de eventos de panel - GATT-OMC

Tabla 4: Tests de significancia conjunta para leads y lags: GATT-OMC

	Test estándar		Wild Bootstrap	
	Leads	Lags	Leads	Lags
F-estadístico:	1.3098	1.8074	1.3100	1.8077
P-valor:	0.2033	0.0318	0.3534	0.0270
Grados de libertad	(14,210)	(16,210)	(14,210)	(16,210)

Para ambos *tests* los *leads* no se rechazan, y los *lags* se rechazan al 5%.

La descomposición del *diff-in-diff estimate* junto con las tablas que muestran las ponderaciones de cada estimador 2x2 corresponden al caso de la Unión Europea. El software no puede generar este gráfico para la variable GATT-OMC ya que no hay suficientes observaciones.

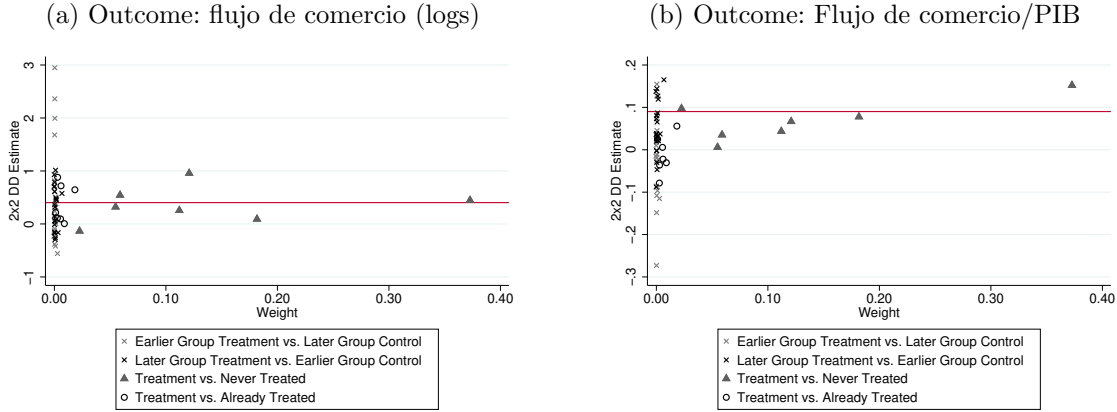


Figura 7: Descomposición de Bacon - UE

Para ambos casos, en la descomposición de Bacon se puede ver que la mayor parte de la estimación del parámetro procede de la comparación de los países tratados con el grupo de países nunca tratados. La estimación media de DD para ese grupo es de 0,405 en el primer caso y de 0,096 en el segundo, en ambos con una ponderación de 0,924. Por lo tanto, aunque hay una diferencia entre los estados tardíos y los tempranos, su influencia es pequeña en el estimador final.

Tabla 5: Estimadores *diff-in-diff*⁹: (a) 0.403 - (b) 0.090

Comparación DD	(a)		(b)	
	Weight	Est DD promedio	Weight	Est DD promedio
Earlier T vs. Later C	0.011	0.229	0.011	-0.028
Later T vs. Earlier C	0.020	0.333	0.020	0.093
T vs. Never treated	0.924	0.405	0.924	0.096
T vs. Already treated	0.046	0.435	0.046	0.008

T = Treatment; C = Control

Presentamos las estimaciones obtenidas implementando el enfoque de Callaway y Sant’Anna (2020), que incluyen el ATT, el efecto por grupo de tratamiento y el efecto por año calendario. Se eliminan para el primer caso las observaciones para las cuales el año es menor a 1965 y la cantidad de períodos es menor a 51. Cabe destacar que, al dejar solamente las observaciones para las cuales la muestra queda razonablemente balanceada, quedan 2846, y el programa utiliza 800. En un segundo caso se vuelve a restringir la muestra (en este contexto en particular, y con estos datos, tener el panel balanceado tiene un costo en términos de introducir potencialmente un sesgo). Más aún, cuando se testea el supuesto de tendencias paralelas (con la hipótesis nula a favor) se rechaza en ambos casos, con lo cual se está violando uno de los supuestos necesarios para poder estimar sólidamente a través de Callaway. Por todo esto, queda claro que existen limitaciones al implementar el comando y se debe tener prudencia al interpretar los

⁹“Earlier T” es “Tratado tempranamente” y “Later T” es “Tratado más tarde”; “Never treated” es “Nunca tratado” y “Always treated” es “Siempre tratado”; “Weight” es la “Ponderación”.

resultados. En este caso, lo tomamos como un chequeo de robustez adicional: rechazar al menos al 10 % la significancia del ATT aún bajo un contexto con escasas observaciones ilustra que el impacto del sistema GATT-OMC resulta contundente.

Tabla 6: Impacto promedio del tratamiento para el subconjunto de unidades tratadas

	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[95 % Conf. Interval]
ATT	.4113773	.2254795	1.82	0.068	-.0305543 .8533089

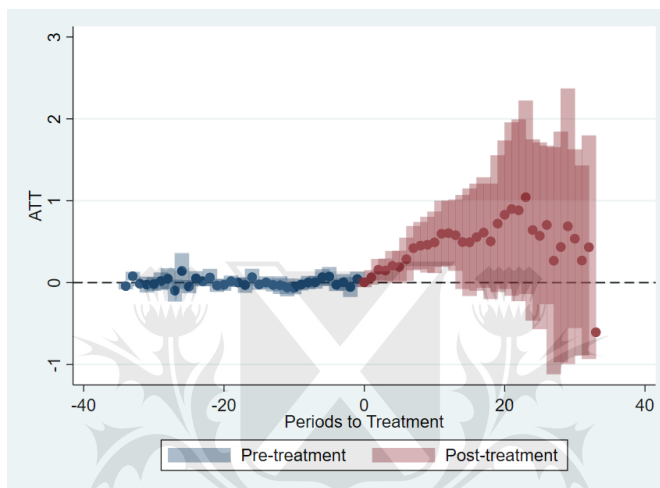


Figura 8: Tendencias - CS

Trabajando con una versión restringida para el período posterior a 1970, se eliminan 263 observaciones, mientras que el comando utiliza 434. Se presentan a continuación los resultados de la estimación para este caso.

Tabla 7: Impacto promedio del tratamiento para el subconjunto de unidades tratadas - muestra reducida

	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[95 % Conf. Interval]
ATT	.4165762	.0927112	4.49	0.000	.2348656 .5982867

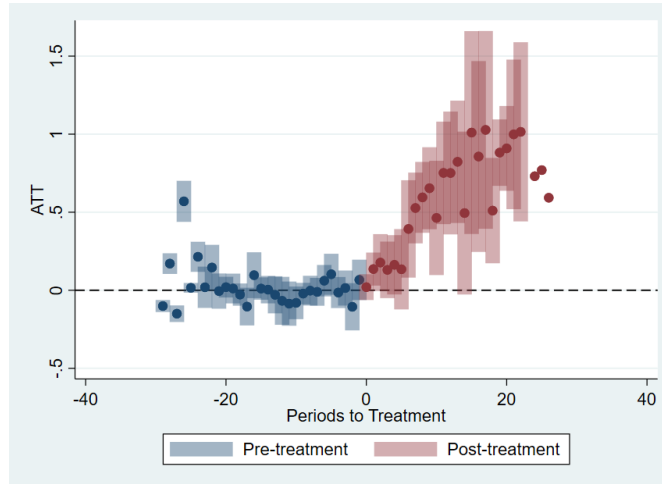


Figura 9: Tendencias - CS

Interesantemente, el estimador ATT es 0.41 en el primer caso y 0.42 en el segundo, lo que lo asimila al de la tabla 3 que es 0.35. En todos los casos, la especificación es sin otras variables de control.

Como alternativa, Wooldridge (2021) establece una equivalencia entre el estimador TWFE y un estimador obtenido de una regresión por MCO agrupada que incluye promedios de tiempo específicos por unidad y promedios *cross-section* específicos por período de tiempo, llamada *two-way Mundlak (TWM) regression*. De acuerdo con el autor, esta equivalencia implica que los distintos estimadores utilizados para analizar una intervención —con un tiempo de entrada común al tratamiento o con entrada secuencial, con o sin covariables— pueden ser computados a través de una estimación por MCO agrupada en la que se controla por intensidades de tratamiento, covariables e interacciones entre ellas constantes en el tiempo. El mismo autor postula que una versión extendida de TWFE es equivalente a la estrategia de MCO agrupada. El panel se asume balanceado bajo su metodología. Dado el período de tiempo (1973-2018), el número de variables de interacción de año y cohorte hace que el modelo no pueda correr bien para la cantidad de observaciones disponibles, con lo cual no se puede implementar ese método para esta base de datos.

Podemos concluir que ambas metodologías tienen ventajas y desventajas, en tanto que ninguna se ajusta 100 % bien a nuestros datos. El enfoque de Callaway y Sant’Anna (2020) no es compatible con muestras desbalanceadas mientras que el de Wooldridge (2021) implica utilizar demasiados coeficientes dado que el período cubierto por la base de datos implica que hay una entrada secuencial extensa con muchas cohortes.

5. Conclusiones y comentarios finales

En el último siglo, la globalización ha sido crucial para estimular el comercio internacional, en particular a través de la firma de acuerdos comerciales. El objetivo de este trabajo ha sido estimar el efecto del sistema GATT-OMC sobre el volumen de comercio, para lo cual se estimó el modelo de gravedad mediante un diseño de diferencias en diferencias. En primer lugar replicamos estimaciones estándar de la literatura basadas en Baier y Bergstrand (2007), con resultados razonables que sentaron las bases de nuestro análisis. Luego creamos nuestra variable de interés, que vale 1 a partir del año en que un país forma parte del GATT o de la OMC, para estudiar el impacto mencionado. Pertenecer al sistema GATT-OMC incrementa en un 22 % el flujo comercial entre países. El efecto se mantiene robusto —tanto en signo como en significancia estadística— ante una colección de especificaciones que controlan por la pertenencia a un acuerdo regional (RTA) y a la Unión Europea e incluyen efectos fijos bilaterales.

Dado que estimamos por diferencias en diferencias con observaciones que son tratadas en distintos momentos del tiempo presentamos pruebas de robustez adicionales desarrolladas para estos casos, en la medida en que nuestros datos lo permiten. Con ese fin, aplicamos algunos de los enfoques más recientes de la literatura (Goodman-Bacon (2021) y Callaway y Sant’Anna (2020)). El test de *leads* y *lags* para el sistema GATT-OMC, que se enmarca en el estudio de eventos de Goodman-Bacon (2021), brinda resultados coherentes con el resto del análisis: se use o no *wild bootstrap*, se rechazan los *lags* y no los *leads*. La metodología de Callaway y Sant’Anna (2020) supone un panel balanceado, restricción que no se puede satisfacer de manera estricta. No obstante, hemos podido obtener el impacto promedio del tratamiento para el subconjunto de unidades tratadas. Incluimos en el Apéndice C el mismo dato desagregado por año calendario y por grupo de tratamiento. El impacto agregado se mantiene positivo y significativo al usar dos versiones reducidas del panel. Proponemos el enfoque de Wooldridge (2021) como alternativa. Sin embargo, dada la cantidad de variables involucradas el software econométrico no puede calcular la estimación que se hubiese querido obtener.

En suma, es claro el impacto que el sistema GATT-OMC ha tenido en el aumento del comercio. Como limitación, los datos no están del todo preparados para estas últimas metodologías cuando requieren que el panel esté fuertemente balanceado (es decir, que cada país tenga la misma cantidad de años para las variables utilizadas). En ese sentido, quedan abiertas nuevas líneas de investigación. Una de ellas es explorar bases de datos libres de este tipo de limitaciones que puedan ser más compatibles con esos métodos. Otra es recorrer el camino inverso y hacer foco en la pertenencia a la Unión Europea como variable principal, tomando el sistema GATT-OMC como control. No obstante, el panel en este caso se reduce tanto en países como en cantidad de años ya que la muestra se vuelve más homogénea, lo que vemos como una desventaja respecto del enfoque aquí desarrollado.

Referencias

- Baier, S. L., y Bergstrand, J. H. (2007). Do free trade agreements actually increase members' international trade? *Journal of international Economics*, 71(1), 72–95.
- Callaway, B., y Sant'Anna, P. H. (2020). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*.
- Carrere, C. (2006). Revisiting the effects of regional trade agreements on trade flows with proper specification of the gravity model. *European Economic Review*, 50(2), 223–247.
- Conte, M., Cotterlaz, P., y Mayer, T. (2020). The cepii gravity database.
- Cunningham, S. (2021). Causal inference. En *Causal inference*. Yale University Press.
- Deardorff, A. V., y Stern, R. M. (2002). What you should know about globalization and the world trade organization. *Review of International Economics*, 10(3), 404–423.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., y Timmer, M. P. (2015). The next generation of the penn world table. *American economic review*, 105(10), 3150–82.
- Freund, C., y Ornelas, E. (2010). Regional trade agreements. *Annu. Rev. Econ.*, 2(1), 139–166.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., y Melitz, M. (2012). *International economics 9th ed.* Pearson.
- Wooldridge, J. (2021). Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators. *Available at SSRN 3906345*.
- Yotov, Y. (2022, enero). *Gravity at Sixty: The Bijou of Trade* (School of Economics Working Paper Series n.º 2022-1). LeBow College of Business, Drexel University.

San Andrés

Apéndice A: Estimaciones de Baier y Bergstrand (2007) replicadas

Tabla A.1: Estimadores cross-section de la ecuación de gravedad (Baier y Bergstrand, 2007)

VARIABLES	(1) 1970	(2) 1980	(3) 1990	(4) 2000
$\ln GDP_i$	1.02*** (70.93)	1.05*** (82.31)	1.04*** (94.90)	1.20*** (141.58)
$\ln GDP_j$	0.81*** (61.29)	0.81*** (70.68)	0.82*** (86.71)	0.87*** (116.43)
$\ln DIST_{ij}$	-0.88*** (-24.59)	-1.11*** (-31.94)	-1.10*** (-35.50)	-1.21*** (-49.24)
$Contig_{ij}$	0.27* (1.67)	0.18 (1.05)	0.40** (2.50)	1.05*** (8.89)
$Lang_{ij}$	0.83*** (12.17)	0.79*** (11.92)	0.81*** (13.40)	0.80*** (16.28)
RTA	1.27*** (8.54)	0.50*** (5.23)	0.70*** (8.65)	0.80*** (13.79)
Constante	-14.66*** (-34.12)	-13.94*** (-34.31)	-14.63*** (-39.63)	-18.01*** (-64.96)
Observaciones	7,130	8,556	9,314	17,372
R-cuadrado	0.53	0.56	0.62	0.64

t-estadísticos entre paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nota: La variable dependiente es el (logaritmo natural del) flujo comercial bilateral de i a j en términos nominales. La columna de 1960 presente en el original no se pudo replicar por falta de datos.

Tabla A.2: Ecuaciones de gravedad cross-section *theory-motivated* con efectos fijos de país (Baier y Bergstrand, 2007)

VARIABLES	(1) 1970	(2) 1980	(3) 1990	(4) 2000
$\ln DIST_{ij}$	-1.03*** (-28.85)	-1.38*** (-39.49)	-1.33*** (-42.93)	-1.37*** (-55.99)
$Contig_{ij}$	0.35** (2.24)	-0.03 (-0.18)	0.09 (0.60)	0.88*** (7.99)
$Lang_{ij}$	1.06*** (15.74)	0.97*** (14.98)	1.12*** (18.79)	1.10*** (22.52)
RTA	0.78*** (5.64)	0.14 (1.56)	0.38*** (4.99)	0.67*** (12.22)
Constante	-17.26*** (-35.33)	-12.60*** (-25.01)	-13.79*** (-28.13)	-18.49*** (-47.19)
Observaciones	7,130	8,556	9,314	17,372
R-cuadrado	0.33	0.34	0.38	0.40

t-estadísticos entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Nota: La variable dependiente es el (logaritmo natural del) flujo comercial bilateral del país i al j en términos nominales dividido por el producto de sus PIBs nominales. Los coeficientes asociados a los efectos fijos de país no se reportan por cuestiones de brevedad.

San Andrés

Tabla A.3: Ecuaciones de gravedad de panel en niveles utilizando varias especificaciones (Baier y Bergstrand, 2007)

VARIABLES	(1) Sin efectos fijos	(2) Con <i>time effects</i>	(3) Con <i>bilateral FE</i>	(4) Con <i>time y bilateral FE</i>
$\ln RGDP_i$	1.19*** (733.74)	1.21*** (735.70)	1.39*** (222.53)	1.33*** (150.33)
$\ln RGDP_j$	0.84*** (593.92)	0.85*** (600.82)	1.08*** (178.32)	1.05*** (137.18)
$\ln DIST_{ij}$	-1.05*** (-248.68)	-1.04*** (-247.64)		
ADJ_{ij}	0.52*** (25.59)	0.47*** (23.40)		
$LANG_{ij}$	0.95*** (113.82)	0.94*** (112.53)		
RTA	1.03*** (112.54)	1.16*** (124.45)	0.28*** (31.45)	0.30*** (32.92)
Constante	-6.91*** (-163.96)	-7.25*** (-123.03)	-20.68*** (-441.91)	-19.83*** (-161.35)
Observaciones	681,830	681,830	681,830	681,830
R-cuadrado	0.57	0.57	0.40	0.40
Número de id			26,752	26,752

t-estadísticos entre paréntesis
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Universidad de
 San Andrés

Apéndice B

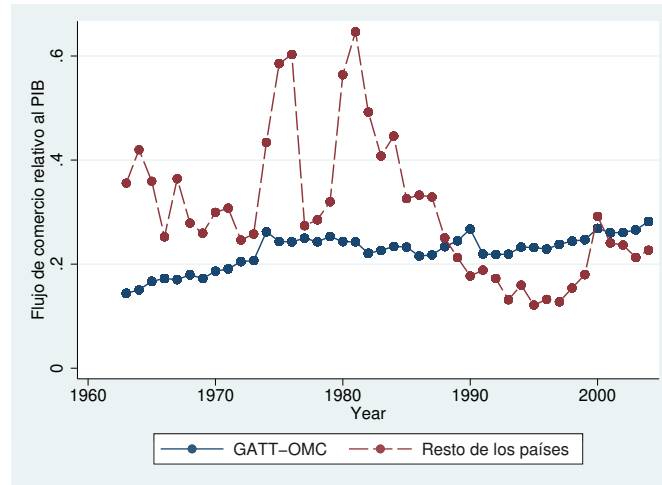


Figura B.1: Gráfico de tendencias - GATT-OMC - Outcome: Flujo de comercio/PIB

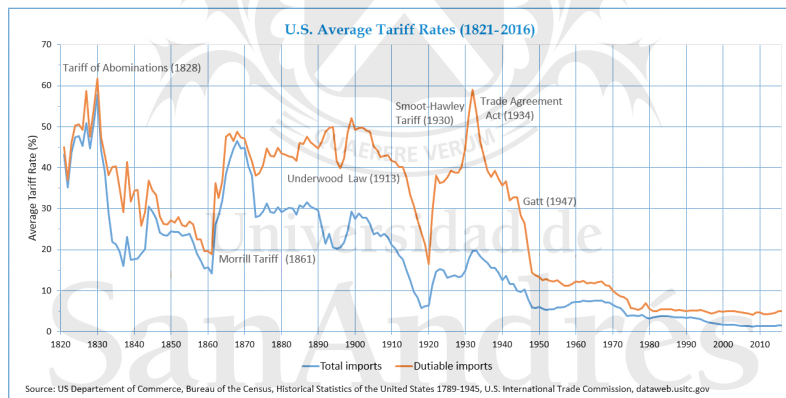


Figura B.2

Apéndice C: ATTs por año calendario y por grupo

Tabla C.1: ATT por año calendario

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95 % Conf. Interval]	
T1966	.0124237	.0199469	0.62	0.533	-.0266716	.051519
T1967	.0943129	.0700906	1.35	0.178	-.0430622	.2316879
T1968	.0362879	.12688	0.29	0.775	-.2123923	.2849681
T1969	.1669757	.1474044	1.13	0.257	-.1219316	.4558829
T1970	.2030853	.1518874	1.34	0.181	-.0946086	.5007791
T1971	.2662628	.1853555	1.44	0.151	-.0970272	.6295529
T1972	.2510369	.2314684	1.08	0.278	-.2026328	.7047065
T1973	.3470025	.2356185	1.47	0.141	-.1148012	.8088062
T1974	.1892738	.2560954	0.74	0.460	-.312664	.6912117
T1975	.168801	.2850485	0.59	0.554	-.3898838	.7274858
T1976	.220132	.3131205	0.70	0.482	-.3935728	.8338369
T1977	.2332652	.3179968	0.73	0.463	-.389997	.8565273
T1978	.3507578	.3374836	1.04	0.299	-.3106979	1.012213
T1979	.2675164	.3071608	0.87	0.384	-.3345078	.8695406
T1980	.2893445	.298709	0.97	0.333	-.2961144	.8748034
T1981	.2647101	.3034847	0.87	0.383	-.330109	.8595292
T1982	.2405852	.2971979	0.81	0.418	-.341912	.8230825
T1983	.2998819	.3017715	0.99	0.320	-.2915794	.8913432
T1984	.2880765	.3170834	0.91	0.364	-.3333955	.9095484
T1985	.2590036	.3374156	0.77	0.443	-.4023188	.920326
T1986	.4527612	.2850728	1.59	0.112	-.1059712	1.011494
T1987	.5292364	.3023702	1.75	0.080	-.0633984	1.121871
T1988	.6368162	.3432516	1.86	0.064	-.0359445	1.309577
T1989	.6318798	.3420007	1.85	0.065	-.0384292	1.302189
T1990	.6404679	.3213743	1.99	0.046	.0105858	1.27035
T1991	.4541842	.2469374	1.84	0.066	-.0298043	.9381727
T1992	.4776779	.2383085	2.00	0.045	.0106018	.944754
T1993	.521441	.2522377	2.07	0.039	.0270642	1.015818
T1994	.3542692	.2291286	1.55	0.122	-.0948146	.803353
T1995	.3814106	.2570573	1.48	0.138	-.1224125	.8852337
T1996	.838397	.2274265	3.69	0.000	.3926492	1.284145
T1997	.3822742	.2029701	1.88	0.060	-.01554	.7800884
T1998	.5583536	.2089648	2.67	0.008	.1487901	.9679171
T1999	.3482712	.2187873	1.59	0.111	-.0805441	.7770864

Tabla C.2: ATT por grupo

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95 % Conf. Interval]	
G1966	.2001688	.1165378	1.72	0.086	-.028241	.4285786
G1967	.8723224	.6670419	1.31	0.191	-.4350557	2.179701
G1968	.132007	.125402	1.05	0.292	-.1137765	.3777904
G1970	-.8021533	.1480161	-5.42	0.000	-1.09226	-.512047
G1973	.8973706	.1317535	6.81	0.000	.6391386	1.155603
G1979	.315492	.0754405	4.18	0.000	.1676314	.4633527
G1981	.1662691	.0605718	2.74	0.006	.0475505	.2849877
G1982	.8815136	.0425751	20.70	0.000	.798068	.9649593
G1986	.6370081	.2264087	2.81	0.005	.1932552	1.080761
G1987	.190496	.0777493	2.45	0.014	.0381101	.3428819
G1990	.2108282	.1213206	1.74	0.082	-.0269558	.4486122
G1991	.365677	.1089771	3.36	0.001	.1520857	.5792682
G1994	.140983	.073625	1.91	0.056	-.0033193	.2852853
G1996	.1832261	4.16e-17	4.4e+15	0.000	.1832261	.1832261

Tabla C.3: ATT por año calendario - muestra reducida

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95 % Conf. Interval]	
T1973	.1598336	.0272308	5.87	0.000	.1064621	.213205
T1974	.1837444	.0730502	2.52	0.012	.0405687	.3269201
T1975	.1366762	.0555199	2.46	0.014	.0278593	.2454932
T1976	.1727221	.0612595	2.82	0.005	.0526557	.2927885
T1977	.169987	.0612325	2.78	0.006	.0499735	.2900005
T1978	.2930276	.0640084	4.58	0.000	.1675735	.4184817
T1979	.2176745	.1251787	1.74	0.082	-.0276711	.4630202
T1980	.3066479	.163908	1.87	0.061	-.0146059	.6279017
T1981	.1413645	.2301095	0.61	0.539	-.3096419	.5923708
T1982	.0920119	.1966084	0.47	0.640	-.2933335	.4773572
T1983	.1532327	.197941	0.77	0.439	-.2347244	.5411899
T1984	.1602082	.1968554	0.81	0.416	-.2256214	.5460378
T1985	.1387851	.2007544	0.69	0.489	-.2546862	.5322565
T1986	.2696682	.149333	1.81	0.071	-.0230191	.5623554
T1987	.3645213	.1653713	2.20	0.028	.0403995	.688643
T1988	.3860129	.2258229	1.71	0.087	-.0565919	.8286177
T1989	.4214406	.2594099	1.62	0.104	-.0869935	.9298747
T1990	.3636212	.2294375	1.58	0.113	-.0860679	.8133104
T1991	.2762822	.115709	2.39	0.017	.0494966	.5030677
T1992	.3800437	.1104753	3.44	0.001	.1635161	.5965712
T1993	.4298887	.1255883	3.42	0.001	.1837402	.6760373
T1994	.4092137	.1355598	3.02	0.003	.1435214	.674906
T1995	.4050689	.133784	3.03	0.002	.142857	.6672808
T1997	.6311417	.1178087	5.36	0.000	.4002409	.8620425
T1998	.8159977	.1167635	6.99	0.000	.5871454	1.04485
T1999	.6202471	.1326769	4.67	0.000	.3602051	.8802891

Tabla C.4: ATT por grupo - muestra reducida

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95 % Conf. Interval]	
G1973	.6936241	.1171838	5.92	0.000	.463948	.9233002
G1979	.2332496	.0882217	2.64	0.008	.0603382	.4061611
G1981	.1172738	.0738163	1.59	0.112	-.0274034	.2619511
G1982	.8110462	.0517158	15.68	0.000	.7096851	.9124073
G1986	.5816408	.2359695	2.46	0.014	.1191491	1.044132
G1987	.1121454	.0945527	1.19	0.236	-.0731745	.2974653
G1990	.3107733	.1335977	2.33	0.020	.0489265	.5726201
G1991	.4579888	.1059696	4.32	0.000	.2502921	.6656854
G1994	-.0304176	.0065407	-4.65	0.000	-.0432371	-.0175982
G1996	.1931562	9.81e-18	2.0e+16	0.000	.1931562	.1931562

Apéndice D: Callaway and Sant’Anna (2020) y el “group-time ATT”

Siguiendo la explicación de Cunningham (2021), nos referiremos brevemente a Callaway y Sant’Anna (2020). El concepto clave de su artículo es el de *group-time ATT*. El *group-time ATT* consiste en un ATT (impacto promedio del tratamiento para el subconjunto de unidades tratadas) único para una “cohorte” de unidades tratadas en el mismo momento del tiempo. De esta manera, si Brasil y Argentina se incorporaron a un determinado bloque comercial en 1995, se los llama el “grupo 1995”, o “cohorte 1995”. Si cinco países más son seleccionados en 1995, se los llama el grupo 1995. Y así sucesivamente. Interesantemente, podemos pensar en el *group-time ATT* como un término dinámico. Tal vez nos pueda interesar el ATT del grupo 1995 en 1996, o en 1997.

Para cada grupo existen T-gt parámetros de ATT (donde T es el último año del panel y gt es el año de tratamiento para el grupo t). De esta manera, la cantidad de group-time ATTs se traduce básicamente en la suma de todos los T-gt ATTs para cada grupo. Con lo cual la cantidad de parámetros estimados con los que uno se enfrenta bajo esta estrategia excede largamente la de aquellos (o aquel) parámetro en el que uno normalmente se concentra en un típico artículo (típicamente llamado “*DD estimate*”). La forma en la que el estimador de CS resuelve esto es identificando los supuestos necesarios para una estimación consistente del *group-time ATT*, y ofreciendo una manera sencilla de agregar todos estos estimadores para obtener menos parámetros y más simples.

Existen cuatro supuestos bajo los cuales el estimador que CS han inventado podría brindar una estimación insesgada y consistente de cada *group-time ATT* para cada grupo individual:

1. La base de datos tiene variabilidad de panel o de *repeated cross section*
2. Solamente condicional en las X (o *covariates*) se mantendrá el supuesto de tendencias paralelas
3. El tratamiento no puede “apagarse” una vez que ya se introdujo (el diseño no puede ser de “reversión” del tratamiento)
4. Los grupos de tratamiento y de control deben tener unidades con *propensity scores* similares

Y el parámetro de interés luce así:

$$ATT(g, t) = E[Y_t^1 - Y_t^0 | G_g = 1]$$

Más formalmente, el estimador agregado puede escribirse de la siguiente forma:

$$ATT(g, t) = \left[\left(\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{\hat{p}(X)C}{1-\hat{p}(X)}}{E\left[\frac{\hat{p}(X)C}{1-\hat{p}(X)}\right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right]$$

G_g es una variable binaria que toma valor 1 si la observación pertenece al grupo de unidades tratadas, C es análoga para los controles y $\hat{p}(X)$ es un *propensity score* —aquellas unidades que tengan uno más pequeño tendrán una menor ponderación la hora de calcular la diferencia de *outcomes*.

También es importante remarcar que los efectos se pueden agrupar por año de tratamiento y por grupo.

Esta metodología requiere que el panel esté fuertemente balanceado (*i.e.* que la cantidad de períodos por país sea el mismo).



Universidad de
San Andrés

Agradecimientos

Esta tesis culmina una etapa de esfuerzo y dedicación, a lo largo de la cual se combinó el apoyo de muchas personas. Agradezco especialmente a mis padres, que siempre me dieron las herramientas para desplegarme y superar todos los obstáculos. Estoy particularmente agradecido a Rodolfo Stucchi por el valioso tiempo que me dedicó a lo largo de todos estos meses, supervisando este trabajo con inmenso profesionalismo. También a Amelia Gibbons por su predisposición permanente para despejar cualquier duda puntual. Agradezco a la Universidad de San Andrés por recibirme con los brazos abiertos y permitirme sentar las bases de mi carrera profesional. Por último, al resto de mi familia y amigos que confiaron en mí y me acompañaron en este objetivo.



Universidad de
SanAndrés