

# **Impacto de los Acuerdos Comerciales con la Unión Europea sobre las Exportaciones de Vinos del Nuevo-Nuevo Mundo**

**GUADALUPE GONZALEZ\***

***Universidad del CEMA, Marzo 2013***

## **Resumen**

*Este trabajo estima el impacto de los acuerdos comerciales firmados con la Unión Europea sobre las exportaciones de vinos. Para ello se analizan los casos de Chile y Sudáfrica, que firmaron acuerdo en 2003 y 2000, respectivamente. Por un lado, el modelo toma como grupo de control al resto de los destinos para comparar con las exportaciones a la UE. Por otro lado, se toma a la Argentina como grupo de control de forma de comparar el efecto con la performance de otros países sin acuerdo. Las exportaciones de vino de Chile y Sudáfrica a la UE crecieron considerablemente luego del acuerdo. Sin embargo, las ventas hacia otros destinos también aumentaron de forma considerable. Además, exportaciones de vino de países como la Argentina que no tienen acuerdo con la UE, también crecieron significativamente, tanto a la UE como al resto de los destinos. De todas formas, en este caso, las exportaciones al resto del mundo crecieron en menor medida que las ventas a la UE, a diferencia de lo que ocurre en Chile y Sudáfrica.*

Palabras clave: Acuerdos Comerciales; Vitivinicultura; Nuevo-Nuevo Mundo; Ecuación Gravitacional

---

\* Agradezco los valiosos consejos y comentarios de Julio Elías, Daniel Lema y Alejandro Danón. E-mail: ggonzalez11@cema.edu.ar

## **Comité de Tesis**

Director:

Elías, Julio J.

---

Lema, Daniel -UCEMA-

Gallacher, Marcos -UCEMA-

Brescia, Víctor -INTA-

## Tabla de contenido

I.	Introducción .....	4
II.	Revisión de literatura .....	6
III.	Datos y Metodología .....	8
IV.	Resultados .....	11
A-	Acuerdo Chile – Unión Europea (2003).....	13
B-	Acuerdo Sudáfrica – Unión Europea (2000).....	21
V.	Conclusión.....	23
	Anexo .....	24
	Referencias .....	26

## I. Introducción

La teoría económica sostiene que los acuerdos comerciales generan un aumento significativo en el comercio entre los países miembros. De hecho, se observa que la cantidad de acuerdos de libre comercio ha aumentado de manera estable a lo largo del tiempo. En el sector vitivinícola, los acuerdos son de gran importancia, no solo por la posibilidad de enfrentarse a menores aranceles, sino por la posible reducción o eliminación de las barreras no arancelarias (etiquetado, medidas de sustentabilidad, indicaciones geográficas, etc.). Sin embargo, no resulta fácil medir el impacto de los acuerdos comerciales. La ecuación gravitacional es comúnmente usada a la hora de estudiar los determinantes de los flujos de comercio bilaterales.

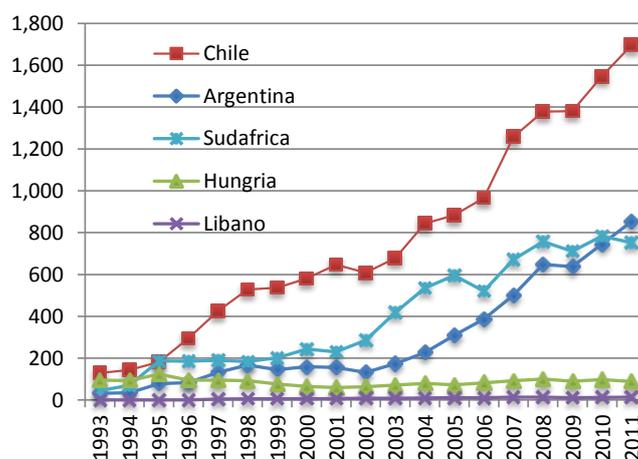
En este trabajo se analiza en qué medida los acuerdos comerciales firmados con la Unión Europea afectan a las exportaciones de vino de un país. Diversas fuentes realizan una clasificación entre los productores de vino de acuerdo a la región geográfica y al año. En Anderson (2001) se toma como el Viejo Mundo a los países de Europa Occidental y Norte de África por ser productores históricos de vino. En este trabajo se toma la clasificación según Gokcekus y Fagnoli (2007):

- *Viejo Mundo*: Austria, Francia, Alemania, Italia, Portugal, España.
- *Nuevo Mundo*: Australia, Nueva Zelanda, Estados Unidos.
- *Nuevo – Nuevo Mundo*: Argentina, Chile, Hungría, Líbano, Sudáfrica.

En el trabajo se analizan los casos de Argentina, Chile y Sudáfrica, que en 2010 representaron 96,6% de las exportaciones de vino del Nuevo-Nuevo Mundo. A su vez, se toman los acuerdos comerciales firmados con la Unión Europea (UE), como uno de los principales compradores de vino a nivel mundial. Para ello, se toma el acuerdo firmado entre Chile y la UE en el año 2003 y el acuerdo entre Sudáfrica y UE en el año

2000 para luego realizar la comparación con las exportaciones de vino de Argentina, que aún sigue con negociaciones para firmar un acuerdo comercial con la Unión Europea. Sin embargo, considerando las diferencias en la composición de las exportaciones de vinos, en primera instancia se toman los casos de Argentina y Chile solamente, para luego incluir a Sudáfrica en la comparación final.

**Gráfico 1. Exportaciones de vinos del Nuevo-Nuevo Mundo**  
Millones de dólares



*Fuente: elaboración propia en base a Comtrade*

El objetivo del trabajo es analizar en qué medida el acuerdo comercial firmado con la UE impactó sobre las exportaciones de vinos del Nuevo-Nuevo Mundo. En primera instancia se observa que a partir del acuerdo comercial las exportaciones de vinos de aquellos países dentro del acuerdo aumentan significativamente a la UE. De todas formas, se observa que las exportaciones de vinos a otros destinos también crecieron de forma considerable. A su vez, se observa que las ventas de países como la Argentina, que no tienen acuerdo con UE, también crecieron, tanto a la UE como a otros destinos.

Por ello, este trabajo busca estimar un modelo que, por un lado, toma como grupo de control a “otros destinos” para comparar con las exportaciones a UE y, por otro lado, toma como grupo de control a la Argentina, que no tiene acuerdo con UE. Para determinar el efecto, el trabajo usa diferentes métodos econométricos. En primer lugar,

se estima un OLS, comparando efectos fijos y efectos aleatorios. Sin embargo, Santos Silva y Tenreyro (2006) argumentan que estos estimadores no son buenos en presencia de heteroscedasticidad y cuando hay ceros en la variable dependiente. Por ello, se recomienda el uso de Poisson Pseudo Maximum Likelihood.

En la siguiente sección se presenta una pequeña revisión de la literatura. Los datos y la metodología del trabajo, junto con una descripción del modelo, se explican en la sección III. Por último, en la sección IV se presentan los resultados obtenidos a partir de los distintos métodos de estimación y en la sección V se encuentran las conclusiones del trabajo.

## **II. Revisión de literatura**

Para analizar el efecto del acuerdo con la Unión Europea sobre las exportaciones de vinos, este trabajo hace uso de la ecuación gravitacional (“gravity equation”). Esta ecuación permite analizar estadísticamente los flujos de comercio entre dos países.

El modelo surge de la Ley de Gravitación Universal de Newton (1687) que establece que la fuerza que ejerce una partícula puntual sobre otra es directamente proporcional al producto de sus masas, e inversamente proporcional al cuadrado de la distancia que las separa. Tinbergen (1962) propuso que aquella forma de la Ley de Newton podía ser aplicada a los flujos de comercio internacional<sup>1</sup>. Así, siguiendo la teoría de Newton, el flujo de comercio estaría directamente relacionado con el tamaño económico de los países (PBI) e inversamente relacionado con la distancia geográfica entre dichos países. La teoría fue luego ampliada por Anderson (1979) quien estableció que, controlando por el tamaño, el comercio entre dos regiones decrece respecto de las barreras al comercio entre ellos (en relación a las barreras promedio que esas dos regiones tienen con otros

---

<sup>1</sup> Anteriormente a Tinbergen, Ravenstein (1885) y Zipf (1946) usaron los conceptos gravitacionales para modelar los flujos migratorios.

países). Intuitivamente, cuanto más resistente al comercio con otros países, la región comercia más con su socio bilateral. Anderson y Van Wincoop (2003) hicieron su contribución relacionada a la dimensión multilateral del modelo, mostrando que el flujo de comercio bilateral es afectado tanto por las trabas al comercio que existen a nivel bilateral (Resistencia Bilateral) como por el peso relativo de estas barreras con respecto al resto de los países (Resistencia Multilateral).

El modelo gravitacional también es útil para analizar el efecto de acuerdos comerciales en el comercio, caso de Soloaga y Winters (2001) donde se analizan los efectos del regionalismo en los 90`s. Por otro lado, Piani y Kume (2000) estudian flujos de comercio bilateral entre 44 países involucrados en acuerdos comerciales como el Nafta, Mercosur, Unión Europea, etc. y Martínez Sarzoso (2003) también usa el modelo gravitacional para ver el efecto sobre el comercio de los bloques regionales. En Carrere (2003) se concluye que la mayoría de los acuerdos regionales resultan en un aumento intra-regional del comercio, aunque en mayor medida de lo que predice el modelo gravitacional. Este efecto es a veces acompañado por una reducción en las importaciones del resto del mundo y a veces acompañado por una reducción de las exportaciones al resto del mundo, indicando la existencia de desvío de comercio.

En literatura más reciente como Mátyás (1998), Cheng y Wall (2005), Egger y Pfaffermayr (2003), Baldwin y Taglioni (2006), se ha demostrado que los resultados de los modelos de gravedad pueden ser relativamente sensibles a la correcta especificación del modelo. Estos autores recomiendan los modelos de datos de panel. Si bien un corte transversal capta mejor variables como la distancia y el tamaño, no logra explicar correctamente el sesgo por variables omitidas causada por la heterogeneidad de los países (De Benedictis y Taglioni 2011). Por otro lado, los efectos de políticas (promoción bajo acuerdos de libre comercio o uniones aduaneras) siempre son mejor

identificados en los paneles, a través de la dimensión de series temporales. El dinamismo también debe tenerse en cuenta en el modelo. Bun y Klaassen (2002), De Benedictis y Vicarelli (2005) y Fidrmuc (2009) encuentran una fuerte persistencia en las estadísticas de comercio agregado ya que países que comerciaban en el período “t-1”, también tienden a comerciar en el período “t”.

### **III. Datos y Metodología**

#### *Fuentes Estadísticas*

Los datos estadísticos relacionados a las exportaciones de vinos fueron obtenidos de Comtrade (United Nations Commodity Trade Statistics Database). Esta base de datos brinda información sobre el comercio total y por sectores o productos con un nivel de desagregación de 6 dígitos. En este trabajo se toman las ventas anuales en dólares de vinos en general, considerando la suma de vinos espumosos, vinos fraccionados, vinos a granel y mostos. Se toma el período comprendido entre 1997 y 2010. Por otro lado, las estadísticas de población y producto bruto se tomaron de las bases de datos del Fondo Monetario Internacional (World Economic Outlook Database). La distancia entre las ciudades de cada par de países se toma de la base de datos de Centre d’Estudes Prospectives et d’Informations Internationales (CEPII 2010) y es ponderada por la participación de la ciudad en la población total de ese país. Los datos de tipo de cambio real bilateral se obtienen de la base de datos de USDA – ERS (United States Department of Agriculture – Economic Research Service).

#### *Modelo econométrico*

Respecto al modelo econométrico para estimar la sensibilidad de las exportaciones de vino se usa el “Gravity Model”, con algunas variantes. La variable dependiente es el valor de las exportaciones de vino en dólares. Los exportadores incluidos son Argentina,

Chile y Sudáfrica, con ventas hacia todos los destinos de forma desagregada. Como variables independientes se incluyen el PIB del exportador y el PIB del importador, la población de cada país, el tipo de cambio real bilateral, la producción de vinos del país exportador. El PIB del país importador se incluye en la ecuación porque refleja el efecto ingreso en la función de gastos. El PIB del exportador se tiene en cuenta porque refleja la capacidad de la oferta. En este caso también se toma en cuenta el tipo de cambio real bilateral ya que, al tomar datos de panel, es esencial capturar la evolución de la competitividad en el tiempo (Soloaga y Winters 2001; Bayoumi y Eichengreen 1997). A su vez, se incluye la distancia entre cada par de países como proxy del costo de transporte y dos variables dummies que identifican si los países comparten un mismo idioma o tienen frontera en común. Además, se incluye una tendencia y dummies que indican los años en los que se encuentra vigente el acuerdo con la Unión Europea.

El "Gravity Model" tradicional se basa en una regresión entre los flujos de comercio y distintas variables explicativas. Esta regresión permite estimar la sensibilidad de las exportaciones a los distintos factores explicativos:

$$- 1 - \quad \ln(X_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 D_{ij} + u_{ij}$$

Sin embargo, Santos Silva y Tenreyro (2006) discuten que, en presencia de heteroscedasticidad, los parámetros del modelo log-lineal por OLS no son buenos estimadores<sup>2</sup>. La heterogeneidad de los países puede generar un sesgo en la estimación dada la posible correlación entre los efectos específicos de cada país y las variables independientes de la ecuación gravitacional (Lema y otros, 2011). Esta heterogeneidad puede deberse a factores observables (controlados por dummies) y a no observables

---

<sup>2</sup> Los autores demuestran que los términos de error en la especificación log-lineal de la ecuación gravitacional son heteroscedásticos, lo que viola el supuesto que los errores son independientes de los regresores.

(efectos culturales, históricos, etc.). Además, existe otro problema para estimar la ecuación dado que valores de comercio iguales a cero pueden generar estimaciones sesgadas. Por lo tanto, Santos Silva y Tenreyro (2006) proponen el uso del método Pseudo Quasi Maximum Likelihood (PQML) basado en el modelo de Poisson. Los autores demuestran que las estimaciones bajo este método son robustas, aún bajo la existencia de heteroscedasticidad. Además, el modelo es compatible con la existencia de ceros en los datos.

Por lo tanto, el modelo a estimar en este trabajo es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 - 2 - \quad x_{ijt} = & \exp \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 \ln gdp_{jt} + \beta_3 \ln dist_{ij} + \beta_4 \ln pop_{it} + \\
 & \beta_5 \ln pop_{jt} + \beta_6 \ln prod_{it} + \beta_7 \ln TCRB_{ijt} + \beta_8 Acuerdo_{ij} + \beta_9 AcuerdoUE_{ij} + \\
 & \beta_{10} A\_Otros_{ij} + \beta_{11} Tendencia + \beta_{12} Bound + \beta_{13} Lang + a_i + a_j + \varepsilon_{ijt}
 \end{aligned}$$

Siendo,

$x_{ijt}$ : Exportaciones del país “i” con destino en el país “j”, en el año “t”

$gdp_{it}$ : Producto Bruto Interno del país exportador “i”

$gdp_{jt}$ : Producto Bruto Interno del país importador “j”

$dist_{ij}$ : Distancia entre el país “i” y el país “j”

$pop_i$ : Población del país exportador “i”

$pop_j$ : Población del país importador “j”

$prod$ : Producción de vinos del país “i”

$TCRB_{ij}$ : Tipo de cambio real bilateral entre “i” y “j”

$Acuerdo_{ij}$ : Variable dummy que toma el valor 1 a partir del año en que entra en vigencia el acuerdo comercial

$AcuerdoUE_{ij}$ : Variable dummy compuesta por la interacción entre la dummy “Acuerdo” y una dummy Unión Europea.

$A_{Otros}_{ij}$ : Variable dummy que toma el valor 1 indicando la existencia de otros acuerdos comerciales, aparte de la Unión Europea

$Tendencia$ : Tendencia lineal

$Bound$ : Dummy que toma el valor 1 cuando los países tienen frontera en común

$Lang$ : Dummy que toma el valor 1 cuando los países tienen el mismo idioma

$a_i$ : Efecto fijos específicos al país exportador

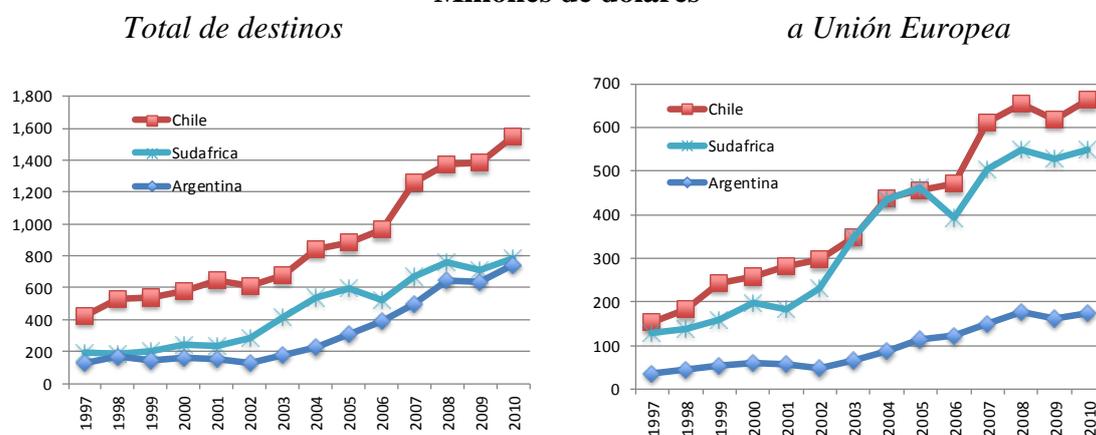
$a_j$ : Efecto fijos específicos al país importador

$\varepsilon_{ijt}$ : Término de error

#### IV. Resultados

En primer lugar, se observa que las exportaciones totales de vino de los principales países del Nuevo-Nuevo Mundo crecieron de forma considerable en el período 1997-2010. En el caso de Argentina, el aumento acumulado en las exportaciones fue de 467% mientras que en Chile y Sudáfrica las ventas en dólares aumentaron 265% y 314% respectivamente.

**Gráfico 2. Exportaciones de vinos**  
Millones de dólares



Fuente: elaboración propia en base a Comtrade

Si subdividimos el período en dos, tomando el año del acuerdo con la UE como un corte, se tiene que en Chile las exportaciones de vino aumentaron 101,6% entre el promedio 1997/2002 y 2003/2010 mientras que en Argentina se incrementaron 205,9%. Para el caso de Sudáfrica, comparando el promedio de 1997/1999 contra el promedio 2000/2010, la suba acumulada fue de 173,2% y en Argentina de 150,5%.

También resulta interesante comparar la evolución de las ventas hacia la UE y hacia el resto de los destinos. Por ejemplo, en el caso de Chile, las exportaciones de vino acumularon una suba de 126% mientras que al resto de los destinos aumentaron 83,4%, es decir, una diferencia de 42,6 puntos porcentuales. Si comparamos con la performance de la Argentina, se tiene una diferencia negativa de 61,1 puntos, ya que en este caso las exportaciones a la UE aumentaron menos que al resto de los destinos. Es decir que, según los datos, Chile vio aumentar sus exportaciones un 103,8%, controlando por el grupo “otros destinos” y controlando por “Argentina”. En definitiva, lo que se presenta en este trabajo es un modelo de diferencia en diferencia, en diferencia. En el caso de Sudáfrica, la diferencia es de 29,5%.

**Tabla 1. Diferencia en diferencia, en diferencia**

Argentina y Chile

Exportaciones de vino en millones de dólares

	Exportaciones de vino antes del acuerdo promedio 1997-2002	Exportaciones de vino después del acuerdo promedio 2003-2010	Diferencia en puntos porcentuales %
<b>Chile</b>			
Total	554.1	1,116.8	101.6%
a UE	235.8	533.0	126.0%
Resto	318.3	583.9	83.4%
<b>Diferencia</b>	<b>-82.6</b>	<b>-50.9</b>	<b>42.6%</b>
<b>Argentina</b>			
Total	148.2	453.3	205.9%
a UE	49.7	131.7	165.3%
Resto	98.5	321.6	226.4%
<b>Diferencia</b>	<b>-48.9</b>	<b>-189.8</b>	<b>-61.1%</b>
<b>Diferencia en Diferencia</b>	<b>-33.7</b>	<b>138.9</b>	<b>103.8%</b>

## Argentina y Sudáfrica

### Exportaciones de vino en millones de dólares

	Exportaciones de vino antes del acuerdo promedio 1997-1999	Exportaciones de vino después del acuerdo promedio 2000-2010	Diferencia en puntos porcentuales %
<b>Sudáfrica</b>			
Total	191.4	523.0	173.2%
a UE	142.0	398.6	180.7%
Resto	49.5	124.5	151.7%
<b>Diferencia</b>	<b>38.5</b>	<b>139.2</b>	<b>29.0%</b>
<b>Argentina</b>			
Total	147.8	370.2	150.5%
a UE	44.3	110.8	150.1%
Resto	103.5	259.4	150.6%
<b>Diferencia</b>	<b>44.3</b>	<b>110.8</b>	<b>-0.4%</b>
<b>Diferencia en Diferencia</b>	<b>-5.8</b>	<b>28.4</b>	<b>29.5%</b>

### A- Acuerdo Chile – Unión Europea (2003)

El acuerdo de libre comercio firmado entre Chile y la UE fue en el año 2003. Por ello, se busca estimar cuál fue el impacto del acuerdo en las exportaciones de vino a la UE, controlando por las variables explicativas mencionadas en el capítulo previo.

En primer lugar se toman las exportaciones de vino de Argentina y Chile a los países miembros de la UE, desde 1997 a 2010. Es decir, se tiene un panel con 375 observaciones y se estima bajo un modelo OLS. Se llevó a cabo el test de Hausman para testear las diferencias entre el modelo con efectos fijos y efectos aleatorios, encontrando que el estimador aleatorio es inconsistente debido al supuesto de independencia entre la heterogeneidad no observable y los controles. En este caso, es de esperar que el supuesto de independencia no se cumpla dado que es razonable pensar que efectos fijos de cada país, como por ejemplo determinadas políticas, factores culturales, etc., estén relacionados con el tipo de cambio o el PIB de ese país. Sin embargo, el test resulta relativo por dos motivos. Por un lado, porque depende de la especificación del modelo. Si en el modelo se incluyen sólo las variables dummy de interés, el test indica la preferencia por efectos aleatorios, mientras que si se incluye el modelo completo, la

preferencia es por efectos fijos. Por otro lado, el test es de validez relativa dado que la matriz de covarianzas no es positiva y por lo tanto no es posible invertirla. En definitiva, se presentan los resultados de ambos métodos, pero la elección es por efectos fijos. A su vez, se llevó a cabo el RESET Test (Ramsey, 1969) para testear la especificación del modelo. Los p-values correspondientes se reportan al final de cada tabla. En los modelos con efectos aleatorios, se rechaza la hipótesis nula indicando que el modelo no está bien especificado.

Como se observa en la Tabla 2, el modelo estima que las exportaciones de vinos de Chile a la UE acumularon una suba de 128,5% luego de la entrada en vigencia del acuerdo de libre comercio. A su vez, se observa una tendencia positiva, aunque no significativa, y un efecto negativo del PBI de Chile y de la población de los países importadores. Por otro lado, se estima un fuerte impacto positivo del PBI europeo sobre las exportaciones vitivinícolas de Chile.

Si bien se observa una importante suba en las exportaciones chilenas, las ventas de Argentina a la UE también aumentaron, incluso sin tener firmado un acuerdo. En este caso se estima, según la ecuación (1), que el aumento entre un período y otro fue de 31%. Si bien esta diferencia no es significativa, se tiene que tanto el tipo de cambio real bilateral como el PIB de los países europeos tuvieron un fuerte impacto positivo en las exportaciones de Argentina. Uniendo ambos modelos, se estima que el efecto neto del acuerdo sobre las exportaciones chilenas de vino a la UE fue de 97,5%. Es decir que, a partir del acuerdo, el comercio de vinos desde Chile a la UE casi llegó a duplicarse, controlando por las variables explicativas y por países sin acuerdo como la Argentina que también aumentaron sus exportaciones hacia la región.

**Tabla 2. Resultados para las estimaciones con OLS – Datos de Panel  
Exportaciones de Argentina y Chile a la Unión Europea**

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Argentina RE	Argentina FE	Chile RE	Chile FE	Completo RE	Completo FE
	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)
AcuerdoUE*chile					0.742 (0.843)	0.975 (0.861)
Acuerdo*chile					0 (0)	
Tendencia*chile					0.198 (0.481)	0.760 (0.912)
A_Otros*chile					0 (0)	
Indist*chile					5.866 (13.36)	
Inpopi*chile					16.94 (39.29)	-28.01 (81.84)
Inpopj*chile					-1.664 (1.648)	-6.676 (9.060)
Ingdpi*chile					-7.532 (4.850)	-13.28** (5.456)
Ingdpij*chile					1.865 (1.598)	6.994** (3.271)
Inprod*chile					-2.986 (2.374)	-2.601 (2.408)
lnTCRB*chile					-0.288 (0.453)	-0.647 (0.639)
bound*chile					0 (0)	
lang*chile					-0.229 (4.682)	
AcuerdoUE	0.449 (0.596)	0.310 (0.618)	1.204** (0.614)	1.285** (0.599)	0.452 (0.594)	0.310 (0.609)
Acuerdo	0 (0)		0 (0)		0 (0)	
Tendencia	-0.215 (0.675)	-0.167 (0.690)	0.0557 (0.591)	0.593 (0.598)	-0.165 (0.413)	-0.167 (0.680)
A_Otros	0 (0)		0 (0)		0 (0)	
Indist	20.56** (9.983)		26.00** (10.79)		20.33** (9.609)	
Inpopi	41.03 (64.42)	28.16 (67.93)	51.39 (44.19)	0.152 (46.40)	36.24 (39.54)	28.16 (66.92)
Inpopj	-5.246*** (1.155)	-12.30* (6.450)	-6.953*** (1.179)	-18.97*** (6.359)	-5.262*** (1.154)	-12.30* (6.353)
Ingdpi	-1.199 (1.725)	-0.993 (1.838)	-8.908* (4.826)	-14.27*** (5.068)	-1.274 (1.517)	-0.993 (1.811)
Ingdpij	6.404*** (1.115)	7.848*** (2.285)	8.306*** (1.147)	14.84*** (2.337)	6.417*** (1.115)	7.848*** (2.251)
Inprod	1.772 (1.572)	1.712 (1.606)	-1.253 (1.834)	-0.888 (1.787)	1.735 (1.517)	1.712 (1.582)
lnTCRB	0.551* (0.315)	0.748* (0.439)	0.259 (0.329)	0.101 (0.463)	0.548* (0.313)	0.748* (0.432)
bound	0 (0)		0 (0)		0 (0)	
lang	1.871 (3.348)		1.583 (3.367)		1.839 (3.340)	
Constant	-369.2 (255.0)	-123.2 (251.0)	-341.9** (155.1)	56.54 (128.5)	-349.1*** (132.3)	-33.31 (139.8)
Observations	375	375	375	375	750	750
R-squared		0.455		0.507		0.481
Number of countries	27	27	27	27	54	54
RESET Test, p-values	0.0000	0.8377	0.0000	0.6413	0.0000	0.0004

Standard errors in parentheses

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

Hasta aquí se tiene que, luego del acuerdo, las exportaciones chilenas a la UE aumentaron más en relación a las exportaciones de Argentina. Sin embargo, se observa

que las ventas hacia otros destinos también se incrementaron. Por lo tanto, para obtener el efecto neto del acuerdo, debe controlarse también por el cambio en el comercio hacia otros destinos, obteniendo un modelo de diferencia en diferencia.

En la Tabla 3 se presentan los resultados del modelo OLS de exportaciones hacia todos los destinos, haciendo uso nuevamente de la ecuación (1). En este caso, la variable “AcuerdoUE” toma la diferencia entre las ventas a la UE y las ventas al resto de los destinos. Para Chile, se tiene un efecto positivo de 232,4% mientras que en Argentina la diferencia es de 125,6%. Es decir que el efecto neto del acuerdo para Chile es un aumento en las exportaciones de 106,8%. Sin embargo, en este caso el modelo OLS no permite obtener buenas estimaciones debido a la existencia de ceros en algunas observaciones. Prueba de ello es la diferencia positiva de 125,6% entre las ventas argentinas a la UE y las ventas argentinas al resto de los destinos. Como se vio anteriormente, las exportaciones argentinas de vinos se incrementaron más al resto de los destinos que a la UE, por lo que el coeficiente estimado debería ser negativo. Sin controlar por ninguna variable, la diferencia debería ser de aproximadamente -61,1% (226,4% - 165,3%). En el caso de Chile, si bien es correcto que la diferencia sea positiva, la estimación resulta muy elevada con respecto a lo esperado. Como se observa al final de la tabla, el RESET test indica, en la mayoría de los casos, que el modelo no está bien especificado.

**Tabla 3. Resultados para las estimaciones con OLS – Datos de Panel**  
**Exportaciones de Argentina y Chile a todos los destinos**

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Argentina RE	Argentina FE	Chile RE	Chile FE	Completo RE	Completo FE
	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)	ln (1+trade)
AcuerdoUE*chile					1.010** (0.485)	1.068* (0.547)
Acuerdo*chile					-0.820** (0.391)	-0.712* (0.403)
Tendencia*chile					0.0842 (0.138)	0.606 (0.411)
A_Otros*chile					-1.134 (0.726)	-1.444* (0.753)
Indist*chile					-0.498 (1.241)	
Inpopi*chile					1.735 (7.347)	-40.35 (35.64)
Inpopj*chile					-0.472 (0.383)	-4.272* (2.379)
Ingdpi*chile					-2.347 (2.156)	-4.897** (2.392)
Ingdpj*chile					0.584* (0.352)	2.089** (0.906)
Inprod*chile					0.279 (1.085)	-0.0666 (1.111)
InTCRB*chile					-0.152 (0.146)	-0.542* (0.296)
bound*chile					-2.824 (3.292)	
lang*chile					0.257 (1.561)	
AcuerdoUE	1.303*** (0.337)	1.256*** (0.380)	2.316*** (0.348)	2.324*** (0.393)	1.304*** (0.342)	1.256*** (0.386)
Acuerdo	0.296 (0.269)	0.289 (0.277)	-0.440 (0.292)	-0.422 (0.293)	0.315 (0.272)	0.289 (0.281)
Tendencia	-0.101 (0.303)	-0.114 (0.307)	0.480* (0.273)	0.492* (0.272)	0.244 (0.152)	-0.114 (0.312)
A_Otros	0.133 (0.552)	0.224 (0.569)	-0.995** (0.468)	-1.220** (0.491)	0.145 (0.561)	0.224 (0.577)
Indist	-3.045*** (0.907)		-3.713*** (0.849)		-3.143*** (0.935)	
Inpopi	21.62 (28.74)	22.02 (29.14)	-21.13 (20.09)	-18.33 (20.21)	-11.48 (13.88)	22.02 (29.53)
Inpopj	-1.751*** (0.262)	-0.678 (1.659)	-2.247*** (0.280)	-4.950*** (1.705)	-1.764*** (0.269)	-0.678 (1.681)
Ingdpi	2.208*** (0.758)	2.319*** (0.808)	-1.245 (2.216)	-2.578 (2.277)	1.698** (0.661)	2.319*** (0.819)
Ingdpj	2.983*** (0.243)	2.768*** (0.630)	3.605*** (0.256)	4.857*** (0.651)	3.005*** (0.250)	2.768*** (0.638)
Inprod	-0.278 (0.704)	-0.238 (0.715)	-0.267 (0.854)	-0.304 (0.853)	-0.527 (0.688)	-0.238 (0.724)
InTCRB	0.0118 (0.0993)	0.0588 (0.197)	-0.154 (0.108)	-0.483** (0.221)	0.00189 (0.102)	0.0588 (0.200)
bound	-0.795 (2.265)		-3.871 (2.396)		-0.980 (2.336)	
lang	2.405** (1.046)		2.527** (1.166)		2.333** (1.079)	
Constant	-60.59 (108.0)	-91.93 (109.0)	99.16* (58.21)	66.61 (57.74)	64.76 (50.84)	-12.62 (62.12)
Observations	2,118	2,118	2,120	2,120	4,238	4,238
R-squared		0.304		0.226		0.266
Number of countries	152	152	152	152	304	304
RESET Test, p-values	0.0000	0.0000	0.0000	0.1610	0.0000	0.0003

Standard errors in parentheses

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

Santos Silva y Tenreyro (2006) proponen el uso del método Pseudo Quasi Maximum Likelihood (PQML) basado en el modelo de Poisson. Los autores demuestran que las estimaciones bajo este método son robustas, aún bajo la existencia de heteroscedasticidad. Además, el modelo es compatible con la existencia de ceros en los datos.

Por lo tanto, en primer lugar se estimó un modelo Poisson con las exportaciones en nivel como variable dependiente. Si bien la magnitud de los parámetros pareciera adecuada, este modelo arroja errores estándar muy bajos. Según Santos Silva y Tenreyro, estos problemas se deben al uso de PPML en un modelo donde se incluyen muchas dummies y donde la variable dependiente tiene muchos ceros. Para solucionar este problema, los autores proponen el uso del comando “ppml” escrito por ellos, que identifica y elimina los regresores que pueden causar la no existencia de los estimadores pseudo máximo likelihood. Sin embargo, este comando no permite incluir efectos fijos por país. Además, se estima un efecto positivo del acuerdo para la Argentina cuando, como se vio previamente en la Tabla 1, el signo debería ser negativo (el efecto neto del acuerdo para Chile se estima en 76,3%, con un nivel de significatividad del 1% - Ver resultados en Anexo). Por ello, se estima luego un modelo Poisson de efectos fijos con errores robustos<sup>3</sup> que, si bien no permite encontrar un efecto significativo, pareciera ser más intuitivo.

Como se observa en la tabla 4, el efecto del acuerdo sobre las exportaciones de Chile se estima en 19,7% (ecuación 2). Aunque no es significativo, indica que luego del acuerdo las ventas de vinos hacia la UE aumentaron un 19,7% más que al resto de los destinos. También se observa que los otros acuerdos de libre comercio que tiene Chile impactaron negativamente en las exportaciones de vinos, marcando una diferencia de

---

<sup>3</sup> Lo mismo se obtiene con el comando en Stata de Timothy Simcoe, “xtpqml”.

5,35%. A su vez, se estima un efecto positivo proveniente de aumentos en el TCRB y una tendencia positiva en las exportaciones de 131%. Por el contrario, aumentos en el PIB de los países compradores habrían generado un aumento de 268,8% en las ventas, con un nivel de significatividad del 1%.

En Argentina, el efecto del acuerdo entre Chile y UE es negativo en 7%, aunque en este caso la diferencia tampoco es significativa. Por lo tanto, este modelo permite estimar que el impacto del acuerdo comercial firmado con la UE en 2003 permitió a Chile aumentar sus exportaciones un 26,7%, controlando por las mejoras que se dieron en las ventas a otros destinos y controlando por la performance de países sin acuerdo como la Argentina.

Por otro lado, la variable “Acuerdo\*chile” indica la diferencia entre Chile y Argentina en el aumento en las exportaciones de vinos a todos los destinos a partir del 2003. Esta diferencia es negativa e igual a 10,9%, indicando que las exportaciones al total de destinos aumentaron menos en Chile que en Argentina, tal como se observa en las estadísticas.

**Tabla 4. Resultados para las estimaciones con Poisson – Datos de Panel**  
**Efectos Fijos y errores robustos**  
**Exportaciones de Argentina y Chile a todos los destinos**

	(1)	(2)	(3)
	Argentina	Chile	Completo
VARIABLES	trade	trade	trade
AcuerdoUE*chile			0.267 (0.411)
Acuerdo*chile			-0.109 (0.168)
Tendencia*chile			0.223** (0.110)
A_Otros*chile			-0.391 (0.370)
lnpopi*chile			-13.93 (12.14)
lnpopj*chile			-4.780 (4.704)
lngdpi*chile			-2.446*** (0.589)
lngdpj*chile			1.272 (0.952)
lnprod*chile			0.363 (0.315)
lnTCRB*chile			-0.0437 (0.299)
AcuerdoUE	-0.0703 (0.374)	0.197 (0.169)	-0.0703 (0.374)
Acuerdo	-0.0757 (0.137)	-0.185* (0.0975)	-0.0757 (0.137)
Tendencia	-0.0928 (0.101)	0.131*** (0.0423)	-0.0928 (0.101)
A_Otros	0.337 (0.346)	-0.0535 (0.131)	0.337 (0.346)
lnpopi	0.946 (10.75)	-12.98** (5.653)	0.946 (10.75)
lnpopj	1.745 (4.611)	-3.035*** (0.932)	1.745 (4.611)
lngdpi	2.369*** (0.454)	-0.0765 (0.375)	2.369*** (0.454)
lngdpj	1.416 (0.907)	2.688*** (0.289)	1.416 (0.907)
lnprod	-0.121 (0.270)	0.242 (0.163)	-0.121 (0.270)
lnTCRB	0.309 (0.215)	0.265 (0.209)	0.309 (0.215)
Observations	1,866	1,980	3,846
Number of countries	134	142	276
RESET Test, p-values	0.0010	0.0767	0.0308

Robust standard errors in parentheses

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

## **B- Acuerdo Sudáfrica – Unión Europea (2000)**

En el caso de Sudáfrica, el acuerdo comercial firmado con la UE fue en el año 2000. Por ello, se busca estimar cuál fue el impacto del acuerdo en las exportaciones de vino a la UE, controlando por las variables explicativas mencionadas anteriormente.

Como se observa en la Tabla 5, para la Argentina la diferencia entre las exportaciones de vino a UE y al resto de los destinos es de 18% comparando el promedio 1997/1999 y 2000/2010, aunque no significativa. En Sudáfrica, el efecto del acuerdo es positivo en 8,23%. Si bien las diferencias no son significativas, este modelo indica que el efecto neto del acuerdo para Sudáfrica fue negativo en 9,76%. En el caso del estimador ppml con efectos aleatorios, el efecto es positivo e igual a 145,3% con un nivel de significatividad del 1% (Ver Anexo).

En este caso, debe tenerse en cuenta que la comparación con Argentina no es del todo correcta debido a las diferencias que existen en la composición de las exportaciones de vino de uno y otro país. Para una estimación más acertada, deberían incluirse las exportaciones por tipo de vino.

**Tabla 5. Resultados para las estimaciones con Poisson – Datos de Panel  
Exportaciones de Argentina y Sudáfrica a todos los destinos**

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	Argentina	Sudafrica	Completo
	trade	trade	trade
AcuerdoUE*sudafrica			-0.0976 (0.458)
Acuerdo*sudafrica			0.0760 (0.307)
Tendencia*sudafrica			0.175 (0.125)
A_Otros*sudafrica			-0.759* (0.400)
Inpopi*sudafrica			3.070 (10.67)
Inpopj*sudafrica			-5.663 (4.689)
Ingdpi*sudafrica			-4.791*** (0.917)
Ingdpj*sudafrica			1.809* (1.048)
Inprod*sudafrica			1.348*** (0.324)
InTCRB*sudafrica			-0.212 (0.287)
AcuerdoUE	0.180 (0.405)	0.0823 (0.214)	0.180 (0.405)
Acuerdo	-0.0348 (0.248)	0.0411 (0.181)	-0.0348 (0.248)
Tendencia	-0.0727 (0.109)	0.102* (0.0612)	-0.0727 (0.109)
A_Otros	0.340 (0.359)	-0.419** (0.176)	0.340 (0.359)
Inpopi	-2.278 (9.546)	0.792 (4.765)	-2.278 (9.546)
Inpopj	2.343 (4.398)	-3.319** (1.627)	2.343 (4.398)
Ingdpi	2.324*** (0.525)	-2.467*** (0.751)	2.324*** (0.525)
Ingdpj	1.497* (0.892)	3.306*** (0.551)	1.497* (0.892)
Inprod	-0.209 (0.267)	1.139*** (0.184)	-0.209 (0.267)
InTCRB	0.232 (0.213)	0.0200 (0.192)	0.232 (0.213)
Observations	1,866	1,980	3,846
Number of countries	134	142	276
RESET Test, p-values	0.0006	0.8032	0.0012

Robust standard errors in parentheses

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

## V. Conclusión

Este trabajo permite concluir que, tanto para Chile como para Sudáfrica, el acuerdo de libre comercio firmado con la UE generó un aumento en las exportaciones de vino. El mayor aporte del trabajo es el modelo de diferencia en diferencia, en diferencia. En primer lugar, analizando el impacto directo sobre las exportaciones chilenas de vino a la UE, se registran mayores aumentos en las ventas de Chile en comparación con la Argentina, que no tiene acuerdo. Sin embargo, se observa que en el caso de Argentina las exportaciones de vino se dirigieron a otros destinos, caso por ejemplo de Estados Unidos. Por ello, resulta interesante a su vez analizar el impacto del acuerdo pero quitando el aumento que tuvieron las ventas hacia otros destinos. Los datos muestran que, controlando por “otros destinos” y por “Argentina”, el efecto neto del acuerdo con la UE fue de 103,8% en el caso de Chile mientras que para Sudáfrica fue de 29,5%.

Haciendo uso de la ecuación gravitacional para medir el impacto del acuerdo con la UE, se obtiene que las exportaciones de vinos de Chile aumentaron 26,7% después del acuerdo. En el caso de Sudáfrica, el efecto estimado es negativo en 9,8%, aunque probablemente afecte el hecho de no tener en cuenta las diferencias en la composición de las ventas de vino en relación a la Argentina. De todas formas, los resultados encontrados son relativos dado que los modelos estimados presentan algunos problemas por las características de los datos: ceros en las observaciones, heterogeneidad por país, muchas dummies como variables explicativas. El mejor modelo a estimar pareciera ser el de Poisson con efectos fijos y errores robustos.

En definitiva, el trabajo aporta evidencia respecto de la importancia de aumentar el comercio. Probablemente la Argentina se vería beneficiada con este tipo de acuerdos comerciales y siguiendo la estrategia de apertura que tiene, por ejemplo, Chile.

## Anexo

### Acuerdo Chile – UE (2003). PPML (Santos Silva y Tenreyro) – Efectos Aleatorios

	(1)	(2)	(3)
	Argentina	Chile	Completo
VARIABLES	trade	trade	trade
AcuerdoUE*chile			0.763*** (0.199)
Acuerdo*chile			-0.562** (0.267)
Tendencia*chile			0.0723 (0.0991)
A_Otros*chile			0.0641 (0.201)
Indist*chile			0.602*** (0.187)
Inpopi*chile			-1.189 (4.912)
Inpopj*chile			0.00715 (0.116)
Ingdpi*chile			-1.601 (1.537)
Ingdpj*chile			-0.0746 (0.104)
Inprod*chile			0.380 (0.812)
InTCRB*chile			0.0263 (0.0338)
bound*chile			-0.750** (0.365)
lang*chile			0.539** (0.228)
AcuerdoUE	0.152 (0.148)	0.916*** (0.133)	0.153 (0.148)
Acuerdo	0.0138 (0.198)	-0.521*** (0.193)	0.0363 (0.198)
Tendencia	-0.0446 (0.206)	0.0836 (0.170)	0.00415 (0.0985)
A_Otros	0.236 (0.170)	0.302*** (0.108)	0.238 (0.170)
Indist	-1.535*** (0.141)	-0.934*** (0.124)	-1.536*** (0.140)
Inpopi	0.821 (20.33)	-5.910 (12.78)	-4.106 (8.970)
Inpopj	-0.967*** (0.0740)	-0.962*** (0.0903)	-0.969*** (0.0734)
Ingdpi	1.872*** (0.557)	0.184 (1.498)	1.805*** (0.529)
Ingdpj	1.700*** (0.0694)	1.627*** (0.0787)	1.701*** (0.0687)
Inprod	-0.243 (0.566)	0.0456 (0.621)	-0.334 (0.529)
InTCRB	-0.0639** (0.0255)	-0.0379* (0.0223)	-0.0641** (0.0254)
bound	-0.751*** (0.257)	-1.505*** (0.260)	-0.754*** (0.256)
lang	-0.697*** (0.163)	-0.160 (0.160)	-0.699*** (0.163)
Constant	11.24 (77.19)	32.26 (36.19)	30.50 (33.81)
Observations	2,118	2,120	4,238
R-squared	0.794	0.667	0.694

Standard errors in parentheses

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

## Acuerdo Sudáfrica – UE (2000). PPML (Santos Silva y Tenreyro) – Efectos Aleatorios

	(1)	(2)	(3)
	Argentina	Sudafrica	Completo
VARIABLES	trade	trade	trade
AcuerdoUE*sudafrica			1.453*** (0.227)
Acuerdo*sudafrica			-0.658 (0.646)
Tendencia*sudafrica			0.140 (0.152)
A_Otros*sudafrica			0.458 (0.316)
Inpopi*sudafrica			-3.102 (6.925)
Inpopj*sudafrica			-0.0300 (0.119)
Ingdpi*sudafrica			-3.146 (3.121)
Ingdpj*sudafrica			-0.0576 (0.111)
Inprod*sudafrica			1.256 (1.825)
InTCRB*sudafrica			0.117** (0.0484)
Indist*sudafrica			1.289*** (0.460)
bound*sudafrica			4.316*** (1.281)
AcuerdoUE	0.202 (0.140)	1.656*** (0.179)	0.202 (0.140)
Acuerdo	-0.162 (0.312)	-0.846 (0.699)	-0.172 (0.312)
Tendencia	-0.0501 (0.207)	0.0652 (0.248)	-0.0688 (0.164)
A_Otros	0.250 (0.170)	0.707*** (0.265)	0.250 (0.171)
Inpopi	3.985 (20.87)	3.551 (25.24)	5.933 (16.32)
Inpopj	-0.964*** (0.0754)	-0.994*** (0.0920)	-0.964*** (0.0749)
Ingdpi	1.663** (0.713)	-1.494 (3.055)	1.677** (0.714)
Ingdpj	1.703*** (0.0707)	1.645*** (0.0856)	1.703*** (0.0702)
Inprod	-0.180 (0.537)	1.084 (1.716)	-0.147 (0.554)
InTCRB	-0.0698*** (0.0255)	0.0477 (0.0411)	-0.0697*** (0.0255)
Indist	-1.567*** (0.143)	-0.277 (0.438)	-1.567*** (0.143)
boundaries	-0.800*** (0.260)	3.520*** (1.256)	-0.799*** (0.259)
language	-0.727*** (0.164)		-0.727*** (0.164)
Constant	0.491 (78.01)	-9.246 (76.61)	-7.006 (61.62)
Observations	2,118	2,092	4,210
R-squared	0.794	0.424	0.550

Standard errors in parentheses

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

## Referencias

- Anderson, J. E. (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *American Economic Review*, 69, pp.106-16.
- Anderson, J. E.; Van Wincoop, E. (2003), "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 93(1), pages 170-192.
- Anderson, K. (2001). "The globalization (and regionalization) of wine". Center for International Economic Studies, Discussion Paper No. 0143.
- Baldwin, R, Taglioni, D (2006) "Gravity for dummies and dummies for gravity equations" Working Paper No. 12516, NBER, Cambridge
- Bayoumi, T.; Eichengreen, B. (1997). "Is Regionalism Simply a Diversion? Evidence from the Evolution of the EC and EFTA". Ito, T., Krueger, A. (Eds.), *Regionalism versus Multilateral Trade Arrangements*. University of Chicago Press, vol.6, chap.6.
- Bun, M. J. G.; Klaassen F. J. G. M. (2002). "Has the Euro Increased Trade?" Tinbergen Institute Discussion Paper No. 02-108/2, University of Amsterdam.
- Carrere, C. (2003), "Revisiting the effects of regional trading agreements on trade flows with proper specification of the gravity model", CERDI, Etudes et Documents
- Cheng, I-H, Wall, HJ (2005) "Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration" *Federal Reserve Bank St. Louis Rev* 87:49–63.
- De Benedictis, L; Taglioni, D. (2011) "The Gravity Model in International Trade".
- De Benedictis, L; Vicarelli, C. (2005) "Trade Potentials in Gravity Panel Data Models" *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 5.1.
- Egger, P (2003) "An econometric view on the estimation of gravity models and the calculation of trade potentials". *World Econ* 25:297–312.
- Fidrmuc, J. (2009) "Gravity models in integrated panels"
- Gokcekus, O., Fagnoli, A. (2007) "Is Globalization Good for Wine Drinkers in the United States?" *Journal of Wine Economics*, Volume 2, Number 2, Pages 187-195

- Lema, D; Santini, J; Tapia, C; Iglesias, D; Ghezan, G. (2011). “Impact Assesment of the Non-Tariff Measures (NTM) upon International Lemon Trade”. Food and Agribusiness Program (FAUBA) - PENSA (USP)
- Martínez Sarzoso, I. (2003), “Gravity Model: An Application to Trade Between Regional Blocs”, *Atlantic Econ. J.* 31(2): pp.174-187.
- Mátyás, L (1998) “The gravity model: some econometric considerations” *World Econ* 21:397–401
- Piani, G., Kume, H. (2000) “Fluxos Bilaterais de Comércio e Blocos Regionais: Uma Aplicação do Modelo Gravitacional,” Instituto de Pesquisa Economica Aplicada. Texto para Discussao No 7491.
- Santos Silva, J. M. C.; Tenreyro, S. (2006). "The Log of Gravity". *The Review of Economics and Statistics.* 88(4): 641-658.
- Soloaga, I., Winters, A. (2001) “How has regionalism in the 1990s affected trade? *North American Journal of Economics and Finance* 12, 1-29.
- Tinbergen, J. (1962), “Shaping the World Economy. Suggestions for an International Economic Policy”. New York.
- Viner, J. (1950), “The customs union issue”, *Carnegie Endowment for International Economics, Discussion Paper No: 98-10*