



Forum Empresarial

ISSN: 1541-8561

forum@uprrp.edu

Centro de Investigaciones Comerciales e  
Iniciativas Académicas  
Puerto Rico

Signoret, José E.

Efectos de los tratados de libre comercio en el comercio exterior: Predicciones para Puerto Rico de  
cara al CAFTA-RD

Forum Empresarial, vol. 11, núm. 2, diciembre, 2006, pp. 2-28

Centro de Investigaciones Comerciales e Iniciativas Académicas  
San Juan, Puerto Rico

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63111201>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

---

### **Resumen**

Este artículo examina los efectos de los tratados regionales de libre comercio en la actividad comercial internacional. El análisis estima modelos gravitacionales de comercio que sirven para evaluar el posible impacto del CAFTA-RD en el comercio exterior de Puerto Rico y los Estados Unidos. Los efectos estimados del CAFTA-RD para Estados Unidos son invariablemente modestos. En el caso de Puerto Rico, los efectos son considerablemente más importantes, aunque todavía algo pequeños. La inclusión de la República Dominicana en el Tratado, sin embargo, es crítica en estos últimos resultados.

Palabras claves: Tratados de Libre Comercio, CAFTA-RD, Modelos Gravitacionales

### **Abstract**

This paper examines the effects of regional free trade agreements on international trade activity. The analysis estimates gravity models of trade that serve to assess the likely impact of CAFTA-DR on Puerto Rico and United States' foreign trade. The estimated effects of CAFTA-DR on the US are invariably modest. For the case of Puerto Rico, the effects are of considerably larger importance, albeit still somewhat small. The inclusion of the Dominican Republic into the Agreement, however, is critical for these latter results.

Keywords: Free Trade Agreements, CAFTA-DR, Gravity Models

*Dr. José E. Signoret\**

---

## **Efectos de los tratados de libre comercio en el comercio exterior: Predicciones para Puerto Rico de cara al CAFTA-RD**

\*Research Division, US International Trade Commission,  
Washington DC 20436.

Recibido: 23 de febrero de 2006

Aceptado: 26 de septiembre de 2006

Disponible en línea: 11 de diciembre de 2006

---

### **Introducción**

**E**n enero de 2004 Estados Unidos y los países del Mercado Común Centroamericano de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua firmaron un acuerdo de libre comercio que se dio a conocer por las siglas de CAFTA (“Central American Free Trade Agreement”).<sup>1</sup> Poco después se iniciaron negociaciones para un tratado de libre comercio entre Estados Unidos y la República Dominicana que culminaron con la incorporación de ésta última al CAFTA en agosto de 2004. Ratificado por la mayoría de los países firmante el CAFTA se ha ido implementado, país por país, durante el transcurso del 2006. Al presente, septiembre de 2006, queda pendiente de ratificar el Tratado, Costa Rica, e implementarlo en Costa Rica y la República Dominicana. A pesar de su inminente implementación plena todavía no se ha hecho una evaluación cuantitativa formal sobre los

posibles efectos económicos de la entrada en vigor del CAFTA-RD, particularmente desde la perspectiva de la economía de Puerto Rico.<sup>2</sup>

Este artículo estudia los efectos de los tratados de libre comercio en la actividad comercial internacional, genera un conjunto de estimados que caracterizan el posible impacto del CAFTA-RD en el comercio entre los países firmantes y aproxima el posible efecto en el comercio exterior de Puerto Rico. Con este fin, se desarrolla un *modelo gravitacional de comercio* que es estimado utilizando la experiencia de integración regional en las Américas y el comercio internacional hemisférico de los últimos 50 años.

Los resultados de la presente investigación indican que los tratados de libre comercio aumentan el comercio bilateral entre los países socios en magnitudes bastante significativas. Nuestros estimados econométricos sugieren que los tratados de libre comercio son capaces de aumentar estos flujos comerciales entre un 50 y un 82 por ciento, tomando en cuenta la precisión estadística.

Para atender ciertas preocupaciones identificadas en la revisión de la literatura empírica sobre comercio internacional sometimos nuestro *modelo gravitacional* a una serie de pruebas de especificación como medida de análisis de sensibilidad. Cabe destacar que, en términos generales, los resultados son robustos a distintas especificaciones econométricas, inclusive a reformular el *modelo gravitacional* como uno dinámico, lo que a su vez sugiere que gran parte de los beneficios de los tratados de libre comercio se manifiestan prontamente a corto y mediano plazo.

Partiendo de estos resultados el artículo deriva los efectos esperados del CAFTA-RD en el comercio exterior de Puerto Rico. La magnitud de estos efectos depende grandemente de la intensidad de la actividad comercial de Puerto Rico con los países del CAFTA-RD, relativo a los demás países con quienes Puerto Rico comercia. Con la excepción de la República Dominicana, la concentración del comercio de Puerto Rico con los países centroamericanos es ínfima. Esto hace que el efecto esperado del Tratado en la actividad comercial internacional de Puerto Rico se limite a un aumento de cerca de 3.6 por ciento. Aunque pequeño, este aumento en el comercio internacional no es insignificante, y es atribuible mayormente al aumento en comercio con la República Dominicana.

De forma semejante, y a modo de comparación, se derivan los efectos esperados para Estados Unidos. Dada la aún menor concentración comercial de los Estados Unidos con la zona del CAFTA-RD, los efectos de este Tratado en el comercio exterior de los Estados Unidos se espera que sean menores. Por ejemplo, un estudio reciente que utilizó un modelo de equilibrio general computable para la economía de Estados Unidos sugiere un aumento en el comercio exterior de los Estados Unidos a raíz del CAFTA-RD de no más de un 0.16 por ciento (USITC, 2004). El efecto esperado del CAFTA-RD en el comercio de los Estados Unidos, según los resultados de nuestro *modelo gravitacional de comercio*, es solo de uno por ciento. Aunque unas cuantas veces mayor a los resultados vía simulaciones de equilibrio general, este pronóstico ciertamente representa un impacto bastante modesto en el comercio estadounidense.

## Datos

En este trabajo manejamos una base de datos comerciales de tipo panel. La estructura del panel se refiere a pares de países con observaciones repetidas en una frecuencia anual. Esta base de datos contiene 571 pares de socios comerciales generados a partir de 35 países del área de las Américas que tienen estadísticas comerciales disponibles.<sup>3</sup> La base de datos se generó a partir de datos comerciales compilados por el Fondo Monetario Internacional (FMI) y los datos utilizados en Rose (2005). Los países incluidos se detallan en la Tabla 1.

**Tabla 1**  
**Cobertura para los Países Incluidos**

Antigua y Barbuda	1976-1999	Guyana	1951-1999
Argentina	1950-1999	Haití	1955-1999
Bahamas	1960-1999	Honduras	1950-1999
Barbados	1951-1999	Jamaica	1950-1999
Belice	1960-1999	México	1950-1999
Bermuda	1960-1996	Nicaragua	1950-1999
Bolivia	1950-1999	Panamá	1950-1999
Brasil	1948-1999	Paraguay	1950-1999
Canadá	1948-1999	Perú	1950-1999
Chile	1948-1999	República Dominicana	1950-1999
Colombia	1950-1999	Saint Kitts y Nevis	1975-1999

**Tabla 1 (continuación)**

Costa Rica	1950-1999	San Vicente y las Granadinas	1976-1997
Dominica	1976-1999	Santa Lucía	1975-1999
Ecuador	1950-1999	Suriname	1953-1999
El Salvador	1950-1999	Trinidad y Tobago	1950-1999
Estados Unidos	1948-1999	Uruguay	1950-1999
Granada	1973-1999	Venezuela	1950-1999
Guatemala	1950-1999		

La mayoría de éstos (28) son países de mediano ingreso, según la catalogación del FMI, mientras que cuatro de ellos son países de alto ingreso: Bahamas, Bermuda, Canadá y Estados Unidos, y tres caen bajo la categoría de bajo ingreso: Haití, Honduras y Nicaragua.

La cobertura en el tiempo es de frecuencia anual y comprende el periodo de 50 años entre 1948 y 1999. Como se muestra en la Tabla 1, el panel no resulta balanceado ya que no se cuenta con estadísticas de comercio internacional a partir de 1948 para todos los países. Por lo general, las coberturas más cortas se refieren a algunas islas del Caribe Oriental, sobre las cuales se pudieron obtener las estadísticas necesarias sólo a partir de la década del 1970. A pesar de lo anterior, esta base de datos genera una descripción muy comprehensiva del comercio hemisférico durante las últimas cinco décadas.<sup>4</sup>

El panel de datos incluye 17,678 observaciones, en las que el nivel de análisis se define por un par de países y un periodo. Es decir, por ejemplo, el comercio bilateral entre el país  $i$  y el país  $j$  en el año  $t$  genera una observación  $T_{ijt}$ . En adición a las estadísticas de comercio bilateral, la base de datos incluye una serie de información sobre los países con intercambio comercial que es relevante para modelar este flujo comercial. Esta información incluye variables socioeconómicas, geográficas y de régimen comercial que pasamos a definir detalladamente en la próxima sección.

### Modelo Econométrico

Para entender los posibles efectos de la entrada en vigor de un tratado regional de libre comercio, se especifica un modelo estándar gravitacional de comercio.<sup>5</sup> Este modelo postula que el volumen de comercio bilateral entre país  $i$  y país  $j$  en el periodo  $t$  depende de una

serie de características observables y no observables, como se establece en la siguiente ecuación:

$$T_{ijt} = F(Y_{ijt}, YPC_{ijt}, AREA_{ij}, DIST_{ij}, LL_{ij}, ISL_{ijt}, BOR_{ijt}, LANG_{ij}, CCOL_{ij}, COL_{ij}, CURU_{ijt}, GSP_{ijt}, FTA_{ijt}, \lambda_t; \beta, \alpha_{ij}, \varepsilon_{ijt}) \quad (1)$$

La variable dependiente en la ecuación (1),  $T_{ijt}$ , es el flujo comercial entre el país  $i$  y el país  $j$  en el periodo  $t$ , medido en términos logarítmicos. Se sigue la práctica de utilizar la suma de las exportaciones y las importaciones para describir este flujo.<sup>6</sup>

Entre las variables independientes, empezamos por incluir aquellas más básicas en los modelos gravitacionales clásicos (Tinbergen, 1962; Poyhonen, 1963), los que modelan el intercambio comercial entre países en función del tamaño de éstos y la distancia entre cada uno de ellos. Esto se introduce en la ecuación (1) a través de controles por el tamaño económico y físico de los países  $ij$  y de la distancia entre sí.

Con estos fines incluimos el Producto Interno Bruto (PIB) real combinado para ambos países en el periodo  $t$ ,  $Y_{ijt}$ , definido como la suma del PIB real de los países  $i$  y  $j$ , ambos previamente transformados en términos logarítmicos. Para capturar los efectos del tamaño poblacional (Linnemann, 1996), incluimos además  $YPC_{ijt}$ , la suma de los logaritmos del PIB real per capita de los países  $i$  y  $j$  en el periodo  $t$ . Mientras,  $AREA_{ij}$  es el área física combinada para ambos países, definido como la suma del logaritmo del área del país  $i$  más el logaritmo del área del país  $j$ . Finalmente, controlamos por distancia a través de la variable  $DIST_{ij}$ , la cual se define como el logaritmo de la distancia entre el país  $i$  y el país  $j$ .

Además de las variables ya descritas se introducen otras que, a raíz de una extensa experiencia empírica durante los últimos años, han probado ser importantes para tratar de explicar el intercambio comercial internacional. Las primeras de éstas intentan capturar el contexto geográfico y cultural. Aquí incluimos  $LL_{ij}$  como una variable categórica que enumera los países sin acceso marítimo ("land-locked") en el par  $ij$ . Esta variable categórica puede asumir los valores 0, 1 ó 2. La variable  $ISL_{ij}$  también es una variable categórica que, en este caso, enumera las islas dentro del par de países  $ij$ . Igualmente, ésta asumiría los valores 0, 1 ó 2. También se incluye  $BOR_{ij}$  en forma de una

variable indicativa o “dummy variable” – que asume los valores 0 ó 1 – para identificar el caso en que los países  $i$  y  $j$  comparten una frontera común.

De carácter más sociocultural, se incluyen las variables  $LANG_{ij}$ , una variable indicativa que identifica si los países  $i$  y  $j$  comparten un mismo idioma;  $CCOL_{ij}$  en forma de variable indicativa para identificar si en algún momento a partir de 1945 los países  $i$  y  $j$  han tenido un colonizador común (e.g., algunos países del Caribe Oriental); y la variable  $COL_{ij}$  que se refiere a si el país  $i$  mantuvo alguna vez un poder colonial sobre el país  $j$ , o viceversa. En nuestra base hemisférica de datos, esta última variable se refiere a los casos de Brasil-Uruguay, Colombia-Panamá, y República Dominicana-Haití.

El próximo conjunto de variables intenta capturar el contexto de intercambio comercial. En éste se incluye  $CURU_{ijt}$  en forma de una variable indicativa que identifica si el par de países  $ij$  utiliza una moneda común durante el periodo  $t$ , esto en sentido figurado-esencialmente indicativo de paridad monetaria, según definido por Glick y Rose (2002).

También se incluye la variable  $GSP_{ijt}$  en forma de variable indicativa para señalar si el país  $i$  sostiene una concesión comercial unilateral (e.g., bajo el “Generalized System of Preferences”) con el país  $j$ , o viceversa, en el periodo  $t$ . En nuestra base de datos, básicamente esto se trata del comercio de Estados Unidos y Canadá con casi todo el resto de los países hemisféricos, pero no del comercio de éstos últimos entre sí. A modo de ejemplo, esto incluiría el intercambio bajo el Caribbean Basin Initiative (CBI), el cual establece preferencias comerciales unilaterales por parte de los Estados Unidos hacia los países del Caribe y Centroamérica, con miras a promover el crecimiento y desarrollo económico de la región. Esta iniciativa provee la entrada libre de aranceles, o a aranceles reducidos, de un gran número de productos de exportación hacia los Estados Unidos.<sup>7</sup>

Debido a la importancia central para el análisis de esta investigación, se introduce la variable  $FTA_{ijt}$  en forma de una variable indicativa para mostrar si los países  $i$  y  $j$  forman parte de un mismo acuerdo regional de libre comercio en el periodo  $t$ . La variable  $FTA$  incluye varias modalidades de acuerdos regionales vigentes. Ésta identifica, según el periodo de vigencia de cada caso, los intercambios comer-



ciales entre los países del NAFTA, el Mercado Común Centroamericano, MERCOSUR y CARICOM. Cada uno de estos Acuerdos Regionales está integrado por diferentes países. El NAFTA incluye el Canadá, Estados Unidos y México. En el Mercado Común Centroamericano se incluye Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua. En MERCOSUR se incluye a Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, tanto como Bolivia y Chile como miembros asociados. En CARICOM se incluye a Antigua y Barbuda, Bahamas, Barbados, Belice, Dominica, Grenada, Guyana, Haití, Jamaica, Saint Kitts y Nevis, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas, Suriname, y Trinidad y Tobago.

Inicialmente restringimos estas modalidades de acuerdos comerciales para lograr un efecto homogéneo en los flujos comerciales. Posteriormente, se relaja este supuesto para examinar un posible efecto heterogéneo, particularmente en relación con el NAFTA, que resulta un precedente bastante afín al caso que se quiere aproximar en la presente investigación.

Los argumentos restantes en la ecuación (1) se definen como sigue:  $\lambda_t$  es un vector que contiene un conjunto exhaustivo de indicadores para cada periodo  $t$  con la intención de controlar por factores hemisféricos específicos a cada año. Mientras,  $\alpha_{ij}$  representa controles por factores no observables fijos particulares a cada par de países  $ij$ , especificados según el modelo de panel prescrito. El vector de parámetros a ser estimado se representa por  $\beta$ . Y finalmente,  $\varepsilon_{ijt}$  es un término de error clásico.

### Estimaciones

La función  $F$  en la ecuación (1) se asume como una de forma aditiva en los términos. De primera instancia, se introducen los términos en forma lineal, dando paso a la siguiente ecuación:

$$T_{ijt} = \beta_1 Y_{ijt} + \beta_2 YPC_{ijt} + \beta_3 AREA_{ij} + \beta_4 DIST_{ij} + \beta_5 LL_{ij} + \beta_6 ISL_{ijt} + \beta_7 BOR_{ijt} + \beta_8 LANG_{ij} + \beta_9 CCOL_{ij} + \beta_{10} COL_{ij} + \beta_{11} CURU_{ijt} + \beta_{12} GSP_{ijt} + \beta_{13} FTA_{ijt} + \beta_{14} \lambda_{1,t} + \dots + \beta_{63} \lambda_{50,t} + v_{ijt} \quad (2)$$

El último término en la ecuación (2),  $v_{ijt}$ , según el modelo general especificado en la ecuación (1), contendría el término de efectos

fijos no observables y el término de error:  $= \alpha_{ij} + \varepsilon_{ijt}$ . Los supuestos sobre este término determinan el método econométrico a seguir en la estimación de los parámetros en la ecuación (2). Una alternativa supondría la ausencia de heterogeneidad no observable, de manera que el término  $v_{ijt}$  se reduzca a un error clásico y permita la estimación de los parámetros en la ecuación (2) a través de métodos simples como el de cuadrados mínimos ordinarios (OLS). En el caso de existir heterogeneidad no observable, la estimación vía OLS produciría estimados sesgados. La estructura de nuestra base de datos, permite relajar ese supuesto y estimar el vector de parámetros  $\beta$  consistentemente, mientras controlamos mediante otros factores fijos no observables, a través de estimaciones de panel.

La Tabla 2 presenta los resultados de la estimación de los parámetros en la ecuación (2) utilizando OLS y los métodos de panel *Random Effects* (RE) y *Fixed Effects* (FE).

**Tabla 2**  
**Resultados del Modelo Gravitacional**

	OLS			RE			FE		
	Coef.	E.E.		Coef.	E.E.		Coef.	E.E.	
$Y_{ijt}$	0.75	0.01	***	1.13	0.04	***	1.93	0.07	***
$YPC_{ijt}$	0.51	0.02	***	-0.42	0.04	***	-1.28	0.07	***
$AREA_{ijt}$	0.13	0.01	***	0.03	0.04		--		
$DIST_{ijt}$	-1.44	0.02	***	-1.30	0.09	***	--		
$LL_{ijt}$	-0.67	0.05	***	-1.37	0.19	***	--		
$ISL_{ijt}$	0.49	0.05	***	1.24	0.18	***	--		
$BOR_{ijt}$	0.07	0.04		0.32	0.27		--		
$LANG_{ijt}$	0.62	0.03	***	1.05	0.14	***	--		
$CCOL_{ijt}$	0.65	0.08	***	1.52	0.27	***	--		
$COL_{ijt}$	-0.09	0.12		-0.70	0.77		--		
$CURU_{ijt}$	0.74	0.05	***	0.31	0.14	**	0.02	0.15	
$GSP_{ijt}$	0.95	0.04	***	-0.26	0.05	***	-0.17	0.05	***
$FTA_{ijt}$	1.39	0.06	***	0.40	0.07	***	0.40	0.07	***
N	17,678								
$R^2$	0.73								

**Nota:** Las regresiones incluyen además variables indicativas para cada año. E.E. es el error estándar. Significativos al nivel de significación del: 1% (\*\*\*); 5% (\*\*); 10% (\*).

Estos dos métodos últimos modelan de forma distinta los efectos fijos no observables – los que no discutiremos aquí – y se estiman ambos

para comparar y evaluar la sensibilidad de los resultados a estas modelaciones.<sup>8</sup> Es importante mencionar que el método de FE, aunque parte de la misma regresión en la ecuación (2), no permite extraer parámetros estimados para aquellos términos invariables en el tiempo.

Las regresiones estimadas tienen una bondad de ajuste tan alta como de un 73 por ciento (OLS), lo que es común en estos modelos gravitacionales de comercio y ha entusiasmado el uso aplicado de éstos entre economistas.<sup>9</sup> Los resultados de la estimación OLS difieren significativamente de estos estimados mediante métodos de panel. De particular interés es el coeficiente para la variable FTA, que es estimado en 1.39 mediante OLS. Esto implicaría que los Acuerdos Regionales de Libre Comercio impactan el comercio bilateral entre sus socios en cerca de un 300 por ciento ( $e^{1.39} - 1$ ) en promedio, una vez controlado por aquellos otros factores observables en la Tabla 2. Nótese que debido a la naturaleza binaria de la variable FTA se utiliza la transformación exponencial ( $e^b - 1$ ) para la interpretación del coeficiente estimado  $b$ .<sup>10</sup> En el texto que prosigue se trata de distinguir  $b$  haciendo referencia al “coeficiente” o “parámetro”, mientras que nos referimos a la transformación de  $b$  como el “efecto” o “impacto”.

Los coeficientes de la estimación OLS, sin embargo, podrían estar sesgados debido a la heterogeneidad no observable. De hecho, los resultados de ambas estimaciones de panel, sugieren un efecto mucho más modesto. En promedio, los acuerdos regionales de libre comercio tienden a aumentar en un 50 por ciento el valor real del flujo bilateral entre los países pertenecientes, una vez controlado por factores observables y no observables. Estos resultados se suman a una creciente evidencia sobre la importancia de controlar la heterogeneidad no observable en modelos gravitacionales. Chen y Wall (2005), por ejemplo, demuestran cómo modelos que no se controlan por estos factores pueden sobreestimar significativamente el efecto de la integración económica en el volumen comercial. En esta investigación tomamos los estimados de panel como los más apropiados.<sup>11</sup>

### Extensiones Econométricas

Antes de pasar a calcular los posibles efectos del CAFTA-RD basándose en los resultados del modelo gravitacional estimado en la

sección previa, consideramos algunas extensiones econométricas importantes. El propósito de estas extensiones es atender algunas interrogantes que se plantean con cierta frecuencia en la literatura empírica sobre comercio internacional.

Una primera cuestión trata de la relación funcional del modelo (1), específicamente de la relación lineal planteada en la regresión (2).<sup>12</sup> Abordamos este caso mediante la inclusión de series de poder en las variables continuas que permitan estimaciones más flexibles de la relación, no necesariamente lineal, de estas variables. Formalmente se considera un modelo con la siguiente estructura:

$$T_{ijt} = \sum_{p=1}^P \beta_{1,p} Y_{ijt}^p + \sum_{p=1}^P \beta_{2,p} YPC_{ijt}^p + \sum_{p=1}^P \beta_{3,p} AREA_{ij}^p + \sum_{p=1}^P \beta_{4,p} DIST_{ij}^p + \beta_5 LL_{ij} + \beta_6 ISL_{ijt} + \beta_7 BOR_{ijt} + \beta_8 LANG_{ij} + \beta_9 CCOL_{ij} + \beta_{10} COL_{ij} + \beta_{11} CURU_{ijt} + \beta_{12} GSP_{ijt} + \beta_{13} FTA_{ijt} + \beta_{14} \lambda_{1,t} + \dots + \beta_{63} \lambda_{50,t} + v_{ijt} \quad (3)$$

Los resultados presentados previamente corresponden al caso lineal, con ( $P = 1$ ). Además de éste, se estima la regresión (3) asumiendo una relación cuadrática ( $P = 2$ ) y cúbica ( $P = 3$ ) en las variables  $Y_{ijt}$ ,  $YPC_{ijt}$ ,  $AREA_{ij}$ , y  $DIST_{ij}$ .

Los estimados del coeficiente de mayor interés (coeficiente de FTA) para cada una de estas variantes de la ecuación (3) se presentan en la Tabla 3.

**Tabla 3**  
**Coeficiente de FTA**

		Coef.	E.E.	
Lineal	( $P = 1$ )	0.40	0.07	***
Cuadrático	( $P = 2$ )	0.51	0.07	***
Cúbico	( $P = 3$ )	0.54	0.07	***

**Notas:** Resultados de estimación FE. Regresiones incluyen las variables en el modelo FE en la Tabla 2 y polinomios de  $Y_{ijt}$  e  $YPC_{ijt}$ . E.E. es error estándar. Significativos al nivel de significación del: 1% (\*\*\*); 5% (\*\*); 10% (\*).

Cada una de estas estimaciones se lleva a cabo utilizando el método de panel FE. Por tanto, el modelo realmente añade términos cuadráticos y cúbicos de las variables  $Y_{ijt}$  e  $YPC_{ijt}$ , ya que aquellos términos para las variables fijas en el tiempo se absorben en la estimación de FE. Cabe mencionar, sin embargo, que los resultados de estas estimaciones según el método de panel RE son comparables. Los resultados en la Tabla 3 parecerían sugerir un leve sesgo hacia cero en el coeficiente de la variable FTA en el modelo con restricción lineal. Los estimados del coeficiente de FTA según los tres modelos, sin embargo, no muestran diferencias estadísticamente significativas.

Aunque la Tabla 3 no parece sugerir un estimado del coeficiente de FTA en particular, tomamos como bueno el parámetro de la estimación cuadrática, basados más bien en la importancia estadística de los términos cuadráticos en la ecuación de regresión (3).<sup>13</sup> Este valor puede ser cualificado al tomar en cuenta los errores de estimación. Utilizando los errores estándares en la Tabla 3, podemos construir un intervalo de confianza del 95 por ciento que acotaría el parámetro estimado entre los valores de 0.4 y 0.6. Esto es, controlado por otros factores observables tales como: niveles de ingreso, distancia, contexto geográfico y cultural, etc., tanto como por factores no observables fijos, nuestro modelo gravitacional predice un flujo comercial mayor entre aquellos países adscritos a tratados de libre comercio de entre 50 y 82 por ciento. En los cálculos de la próxima sección utilizamos estos extremos para proveer un rango de los posibles efectos del CAFTA-RD en el comercio exterior de Puerto Rico y los Estados Unidos.

Una segunda consideración que tratamos aquí es el posible efecto heterogéneo de las diversas modalidades de tratados regionales de comercio recogidas bajo la variable  $FTA_{ijt}$ . Por razones prácticas, hasta ahora hemos asumido que cada uno de estos Tratados tiene un impacto similar en el volumen comercial de los países socios. Dado que estos Tratados pueden diferir importantemente entre sí en varias dimensiones, paso seguido se relaja en algo este supuesto. Particularmente, nos interesa examinar desviaciones sistemáticas del efecto del NAFTA en el comercio bilateral de sus países miembros, relativas al impacto de los demás Tratados en el volumen comercial entre sus miembros. Nos concentramos en el NAFTA por

compartir características comunes al propuesto tratado del CAFTA-RD.

Operacionalmente evaluamos esta posibilidad mediante la introducción de un término de interacción. Por tanto, añadimos el término  $\delta(FTA_{ijt} NAF_{ijt})$  a nuestro modelo gravitacional de comercio. Esto nos permite llevar a cabo pruebas de hipótesis referentes a un posible efecto heterogéneo del NAFTA dentro del marco de trabajo de la regresión en la ecuación (3). Específicamente, el coeficiente estimado de la variable  $FTA_{ijt}$  recogería los efectos principales de los Tratados de Libre Comercio en el volumen comercial, mientras que el coeficiente estimado para el término  $FTA_{ijt} NAF_{ijt}$  recogería desviaciones, relativas a este efecto principal, para el caso particular del NAFTA. Los resultados de estos ejercicios se resumen en la Tabla 4.

**Tabla 4**  
**Coeficientes de FTA e interacción con NAF, varios modelos**

		Coef.	E.E.	
Lineal	$FTA_{ijt}$	0.37	0.07	***
	$FTA_{ijt} NAF_{ijt}$	0.45	0.28	
Cuadrático	$FTA_{ijt}$	0.54	0.07	***
	$FTA_{ijt} NAF_{ijt}$	-0.40	0.28	
Cúbico	$FTA_{ijt}$	0.53	0.07	***
	$FTA_{ijt} NAF_{ijt}$	0.11	0.29	

Notas: Resultados de estimación FE. Regresiones incluyen las Variables en el modelo FE en la Tabla 2 y polinomios de  $Y_{ijt}$  e  $YPC_{ijt}$ . E.E. es error estándar. Significativos al nivel de significación del: 1% (\*\*\*); 5% (\*\*); 10% (\*).

Los estimados del efecto principal son muy parecidos a aquéllos detallados en la Tabla 3. También como vimos en aquel caso, existe evidencia –aunque igualmente no estadísticamente significativa– de un posible sesgo en el coeficiente de la variable  $FTA_{ijt}$  en el modelo que asume una relación lineal. Los estimados del coeficiente para la variable  $FTA_{ijt}$  nuevamente rondan alrededor de 0.5.

Sin embargo, el término de interacción  $FTA_{ijt} NAF_{ijt}$  no muestra una relación significativa en ninguno de los casos ya que en ninguno de éstos podríamos rechazar la hipótesis nula que establece que el coeficiente de esta variable es distinto a cero. Por lo tanto, tendríamos que concluir que no hay evidencia de que los efectos del NAFTA en el comercio entre sus miembros, una vez controlados otros factores, hayan sido significativamente distintos al efecto principal que recoge la variable  $FTA_{ijt}$ .

Una última extensión econométrica que se considera se refiere al trasfondo comercial entre los países socios. Eichengreen e Irwin (1998) arguyen que omitir el papel que pueda desempeñar la historia o histéresis en explicar el flujo comercial entre países podría comprometer la validez de los resultados, y sugieren la estimación de modelos de comercio gravitacionales dinámicos. También sugieren que omitir la historia comercial en los modelos gravitacionales de comercio podría dar pie a sesgos en virtud de variables omitidas. Siguiendo esta lógica, los estimados del efecto de los tratados de libre comercio –estimados según el coeficiente de la variable  $FTA_{ijt}$  en nuestro caso– podrían estar sobreestimados.

Para evaluar esta posibilidad se especifica una variante dinámica en nuestro *modelo gravitacional de comercio*. Esta variante convierte la ecuación (2) en una función autoregresiva de primer orden que se especifica como sigue:

$$T_{ijt} = \delta T_{ijt-1} + \beta_1 Y_{ijt} + \beta_2 YPC_{ijt} + \beta_3 AREA_{ij} + \beta_4 DIST_{ij} + \beta_5 LL_{ij} + \beta_6 ISL_{ijt} + \beta_7 BOR_{ijt} + \beta_8 LANG_{ij} + \beta_9 CCOL_{ij} + \beta_{10} COL_{ij} + \beta_{11} CURU_{ijt} + \beta_{12} GSP_{ijt} + \beta_{13} FTA_{ijt} + \beta_{14} \lambda_{1,t} + \dots + \beta_{63} \lambda_{50,t} + v_{ijt} \quad (4)$$

El término  $v_{ijt}$  contiene los efectos fijos específicos al par  $ij$  y un término de error clásico, y como discutimos anteriormente, los supuestos sobre  $v_{ijt}$  determinan la metodología de regresión a seguir para obtener estimados válidos. Los parámetros en la ecuación (4) podrían ser estimados simplemente obviando los efectos fijos  $\alpha_{ij}$  mediante OLS. Sin embargo, dicha regresión OLS produciría estimados sesgados de existir heterogeneidad no observable.

Por otro lado, en un contexto dinámico, los tratamientos típicos para datos de panel como el FE o el RE introducen endogeneidad, lo que no nos permitiría tampoco estimar parámetros apropiados. La

respuesta en la literatura econométrica a esta fuente de sesgos ha sido la estimación mediante el uso de variables instrumentales (Anderson y Hsiao, 1981). Para estimar la ecuación (4) seguimos esa lógica, utilizamos el estimador *General Method of Moments* (GMM) propuesto por Arellano y Bond, 1991.

Los resultados de las estimaciones de nuestro modelo gravitacional dinámico de comercio se presentan en la Tabla 5.

**Tabla 5**  
**Resultados del Modelo Dinámico**

	OLS			GMM		
	Coef.	E.E.		Coef.	E.E.	
$T_{ijt-1}$	0.79	0.01 ***		0.41	0.05 ***	
$Y_{ijt}$	0.16	0.01 ***		0.16	0.27	
$YPC_{ijt}$	0.10	0.01 ***		0.30	0.28	
$AREA_{ijt}$	0.03	0.01 ***		--		
$DIST_{ijt}$	-0.29	0.02 ***		--		
$LL_{ijt}$	-0.13	0.03 ***		--		
$ISL_{ijt}$	0.11	0.03 ***		--		
$BOR_{ijt}$	0.04	0.02		--		
$LANG_{ijt}$	0.13	0.02 ***		--		
$CCOL_{ijt}$	0.10	0.04 **		--		
$COL_{ijt}$	-0.02	0.05		--		
$CURU_{ijt}$	0.18	0.03 ***		0.27	0.14 *	
$GSP_{ijt}$	0.17	0.02 ***		0.14	0.12	
$FTA_{ijt}$	0.30	0.03 ***		0.30	0.13 **	
N	16,241					
R <sup>2</sup>	0.90					

Notas: Las estimaciones incluyen además variables indicativas para cada año. E.E. es error estándar. Significativos al nivel de significación del: 1% (\*\*\*); 5% (\*\*); 10% (\*).

Los estimados para algunos de los coeficientes tienden a variar, según el modelo estimado.<sup>14</sup> Al igual que con los resultados en la sección anterior, tomamos los resultados que se controlan por la posibilidad de heterogeneidad no observable (GMM) como los más apropiados.



Si vamos directamente al coeficiente de interés, el modelo dinámico estima el coeficiente de  $FTA_{ijt}$  en 0.30. Este estimado resulta más bajo que el que predeciría un modelo no dinámico, otorgándole cierta validez a los argumentos de Eichengreen e Irwin. Sin embargo, el coeficiente estimado para  $FTA_{ijt}$  nos provee un estimado del impacto de primera instancia. Un estimado del efecto más largoplacista en este modelo dinámico se obtiene dividiendo el coeficiente de  $FTA_{ijt}$  entre 1 menos el coeficiente de  $T_{ijt-1}$ . Interesantemente, este parámetro sería uno cerca de 0.5 (esto es  $0.30 / (1-0.41)=0.51$ ), lo que caería dentro del rango de los estimados encontrados en el caso de nuestro modelo gravitacional no dinámico. Estos resultados sugieren que los efectos de los Tratados de Libre Comercio se manifiestan con pocos rezagos.

### Impacto en el Volumen Comercial

Con el propósito de poner al relieve la magnitud de los efectos esperados en la actividad comercial, nos concentramos en calcular el impacto que el CAFTA-RD supondría en el comercio exterior de Puerto Rico. Esta evaluación resulta instructiva ya que un aumento comercial, de un 50 por ciento con respecto a países con los cuales apenas existen vínculos comerciales, implicaría muy poco cambio en la base comercial.

En la Tabla 6 se presenta la concentración comercial entre Puerto Rico y los distintos países que componen el Tratado Comercial del CAFTA-RD. Dichos números representan el comercio bilateral –exportaciones e importaciones– de Puerto Rico con el país en cuestión, como por ciento del comercio total con países extranjeros. En este comercio exterior total, no se incluye el intercambio de Puerto Rico con Estados Unidos.

Como se demuestra en la Tabla 6, Puerto Rico comercia relativamente poco con las naciones participantes del Tratado.<sup>15</sup>

**Tabla 6**  
**Concentración comercial (porcentajes)**

	Puerto Rico	Estados Unidos
Costa Rica	0.64	0.34
El Salvador	0.02	0.19
Guatemala	0.06	0.27
Honduras	0.04	0.31
Nicaragua	0.09	0.06
República Dominicana	4.67	0.43
CAFTA	0.84	1.18
CAFTA-RD	5.51	1.61

Fuente: USITC. Notas: El cálculo combina datos de importaciones (CIF) y exportaciones (FAS) para el 2003. Los porcentajes de Puerto Rico se refieren al comercio de Puerto Rico con otros países extranjeros, sin contar el intercambio con EEUU como comercio exterior. Los porcentajes para Estados Unidos incluyen a Puerto Rico.

El comercio con la República Dominicana es una excepción notable. Cerca del cinco por ciento del comercio exterior de Puerto Rico es con la República Dominicana. El comercio con las economías restantes del Tratado es significativamente menos importante. De los países del istmo centroamericano, Costa Rica es la que más descuelga, en parte por sus niveles de vida más altos y una mayor apertura comercial (Apéndice 2), aunque todavía con un porcentaje relativamente bajo de un 0.64 por ciento. El comercio combinado de Puerto Rico con los cinco países del istmo centroamericano y la República Dominicana suman un 5.5 por ciento del comercio exterior de Puerto Rico.

Para Estados Unidos, estos números son algo distintos. Estados Unidos comercia con menor intensidad en la zona del CAFTA-RD. A pesar de que Estados Unidos comercia más intensamente con los países del istmo centroamericano que Puerto Rico, el comercio exterior combinado con los países del CAFTA-RD constituye tan solo 1.61 por ciento. La gran diferencia entre la concentración comercial de Puerto Rico y la de EU con los países del CAFTA-RD se debe a la inclusión de la República Dominicana. Es importante notar que si se excluyese la República Dominicana del Tratado, la historia se invertiría:

la concentración comercial de Puerto Rico con la zona del CAFTA sería de tan solo 0.84 por ciento menor que la concentración comercial de Estados Unidos (1.18 por ciento) con la zona.

Para derivar el efecto del CAFTA-RD sobre el volumen total de comercio internacional se combina el efecto estimado de un tratado de libre comercio en el comercio bilateral, derivado anteriormente a través de nuestros modelos econométricos, y las concentraciones comerciales detalladas en la Tabla 6. Específicamente, el efecto en el comercio exterior a raíz del CAFTA-RD se calcula como la suma ponderada del cambio porcentual en comercio bilateral entre los países participantes, utilizando las concentraciones de la Tabla 6 como los factores de ponderación específicos para cada país. La Tabla 7 presenta estos números utilizando dos estimados de los efectos del CAFTA-RD en el comercio bilateral.

**Tabla 7**  
**Efecto en el volumen total de comercio internacional (cambio porcentual)**

	Puerto Rico		Estados Unidos	
	Efecto A	Efecto B	Efecto A	Efecto B
Costa Rica	0.32	0.52	0.17	0.28
El Salvador	0.01	0.01	0.10	0.16
Guatemala	0.03	0.05	0.13	0.22
Honduras	0.02	0.03	0.16	0.25
Nicaragua	0.05	0.08	0.03	0.05
República Dominicana	2.33	3.83	0.22	0.35
CAFTA	0.42	0.69	0.59	0.97
CAFTA-RD	2.75	4.52	0.81	1.32

Fuente: Cálculos a partir de los estimados de la presente investigación. Efecto A y Efecto B se refieren a los efectos según el margen inferior y superior, respectivamente, de un intervalo de confianza de 95 por ciento para el parámetro estimado.

Los dos estimados corresponden a los valores extremos implicados por una banda de confianza de 95 por ciento centrada alrededor del parámetro estimado. *Efecto A* se refiere al extremo inferior correspondiente a un aumento de 50 por ciento, mientras que *Efecto B* se refiere al extremo superior correspondiente a un aumento de 82 por ciento.

Como se observa en la Tabla 7, el CAFTA-RD implicaría un aumento en el comercio exterior de Puerto Rico centrado en 3.64 por ciento con valores posibles dentro del rango de 2.75 y 4.52 por ciento. Estos por cientos aunque pequeños, no son insignificamente pequeños. Sin embargo, la gran mayoría de este aumento en comercio es atribuible a un aumento en comercio con la República Dominicana. De no incluirse la República Dominicana en el CAFTA-RD, por ejemplo, el efecto de un tratado con los países restantes (CAFTA) sería de alrededor de tan solo 0.56 por ciento, con un rango de valores posibles de entre 0.42 y 0.69 por ciento.

Para Estados Unidos, el CAFTA-RD representaría un aumento de 1.06 por ciento de su comercio exterior, con valores posibles en el rango de 0.81 y 1.32 por ciento. Nuestro análisis resumido en la Tabla 7 sugiere que, contrario al caso de Puerto Rico, la exclusión de la República Dominicana del Tratado no tiende a variar significativamente el impacto sobre el comercio exterior de Estados Unidos. Esto se puede apreciar observando que el rango de valores para el aumento esperado bajo CAFTA-RD y el rango esperado del Tratado sin la República Dominicana (CAFTA) se sobrelapan.

Contrastados con los estimados de un estudio reciente que simula el impacto del CAFTA-RD en la economía estadounidense utilizando un modelo de equilibrio general computable (USITC, 2004), nuestros resultados son algo mayores. Los resultados principales de USITC (2004) se reproducen en el Apéndice 3. Aunque el comercio exterior total se modela separadamente para las exportaciones e importaciones, el efecto en el comercio exterior caería en algún punto intermedio entre los valores de los efectos esperados sobre las importaciones totales y las exportaciones totales en virtud de las propiedades de las combinaciones convexas. Los resultados de USITC (2004), por lo tanto, sugerirían un efecto del CAFTA-RD en el comercio exterior de Estados Unidos de no más de 0.16 por ciento. La metodología seguida en ese trabajo y la metodología seguida en la presente investigación son totalmente distintas y los resultados no, necesariamente, tienen que coincidir numéricamente. Cualitativamente, sin embargo, ambos análisis coinciden en que el impacto de CAFTA-RD sobre el comercio exterior de Estados Unidos sería modesto.

## Conclusión

En la presente investigación se especifica un modelo gravitacional de comercio que se estima utilizando información hemisférica de comercio exterior e integración económica. Los resultados sugieren que los Tratados de Libre Comercio son capaces de aumentar el flujo comercial bilateral entre países socios entre un 50 y 82 por ciento, después de tomar en cuenta las imprecisiones estadísticas. Gran parte de estas ganancias comerciales parecen manifestarse con pocos rezagos en el corto y mediano plazo.

Los efectos esperados en el comercio exterior total de Puerto Rico y Estados Unidos se estiman tomando en cuenta los patrones de comercio de Puerto Rico y Estados Unidos con la zona del CAFTA-RD. El impacto del CAFTA-RD sobre el comercio exterior de Estados Unidos resulta modesto, como se ha documentado en otros estudios previos. Este resultado, en nuestro caso, no exhibe gran sensibilidad a la exclusión de la República Dominicana.

Por otro lado, el impacto del CAFTA-RD sobre el comercio de Puerto Rico sobrepasa éste en los Estados Unidos, y aunque aún pequeño, no es estadísticamente ni económicamente insignificante. La exclusión o inclusión de la República Dominicana en el Tratado, sin embargo, es crítica para los resultados de Puerto Rico. De excluirse la República Dominicana, el Tratado del CAFTA tendría un efecto ínfimo en la actividad de comercio internacional de la Isla. Al presente, la entrada en vigor del Tratado con la República Dominicana queda aún pendiente.

Los resultados que se presentan en este trabajo pretenden llenar un vacío de evidencia empírica sobre los posibles efectos del CAFTA-RD en Puerto Rico y así servir como métrica inicial en la discusión de este tema. Antes de concluir, sin embargo, se sugiere un par de extensiones para investigaciones futuras. Dado que los acuerdos comerciales en el hemisferio continúan evolucionando, quizás una extensión obvia sería incorporar esta nueva información a la investigación una vez vayan surgiendo los datos necesarios para un análisis formal. De particular pertinencia sería incluir el reciente acuerdo entre Estados Unidos y Chile, que entró en vigor a principio de 2004 y que resulta un precedente bastante cercano al CAFTA-RD.<sup>16</sup>

JOSÉ E. SIGNORET

Lamentablemente, al momento de iniciarse esta investigación no se contaba con esos datos. Finalmente, otra contribución importante sería estimar los posibles efectos del CAFTA-RD a un nivel más desagregado. Con algunas pocas modificaciones y datos apropiados, los modelos econométricos desarrollados en este trabajo se pueden aplicar a niveles sectoriales para proveer una contestación más detallada dentro de un marco analítico riguroso.

## Notas

<sup>1</sup> Costa Rica fue la última en firmar en enero de 2004. Los demás países centroamericanos firmaron el CAFTA en diciembre de 2003.

<sup>2</sup> Existen varias fuentes que describen el Tratado *per se*. Se refiere al lector interesado en este trasfondo al texto del Tratado en la página web del "U.S. Trade Representative" (USTR) y al artículo de Cordero (2004).

<sup>3</sup> De todos estos países intercambiar entre todos ellos, el máximo de pares a observarse sería  $595 = 1/2 \times 35 \times 34$ .

<sup>4</sup> Los resultados de nuestro análisis no se ven afectados por las series de datos relativamente más cortas para este subconjunto de países.

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, a Rose (2005).

<sup>6</sup> Utilizar la balanza comercial no serviría estos propósitos: dos países que no comercian y dos países comerciantes con una balanza comercial balanceada mostrarían un mismo nivel de intercambio, lo que claramente no es el caso.

<sup>7</sup> Se utiliza el nombre CBI genéricamente. La CBI ha sido revisada varias veces—bajo la Caribbean Basin Trade Partnership Act (CBTPA) y la Caribbean Economic Recovery Act (CBERA)—añadiéndosele países y productos, incluso ciertos productos sensibles para Estados Unidos como lo son los productos textiles.

<sup>8</sup> Refiérase, por ejemplo, a Greene (2003) para una introducción a métodos de estimaciones de panel. Chamberlain (1984) provee un tratamiento más amplio y reseña la literatura sobre el tema hasta mediados de los 1980s.

<sup>9</sup> Además, estos modelos resultan consistentes con muchos fundamentos teóricos de comercio internacional (Deardorff, 1998).

<sup>10</sup> Kennedy (1981) sugiere restarle a  $b$  un medio de su varianza estimada antes de tomar la transformación. En nuestro caso esto no hace una diferencia significativa y se obvia.

<sup>11</sup> Otros coeficientes tienden a diferir también significativamente. Por ejemplo, según la estimación OLS el efecto de un aumento en el PIB real de los países socios en su flujo comercial – dado por la suma del coeficiente de  $Y$  e  $YPC$  – sería casi el doble a este estimado según las estimaciones de panel.

<sup>12</sup> En el caso de la ecuación (2), la relación lineal en las transformaciones logarítmicas.

<sup>13</sup> Los coeficientes de los términos cúbicos en la estimación de la ecuación de regresión con  $P=3$  no son estadísticamente significativos.

<sup>14</sup> Los estimados GMM para  $Y_{ijt}$ ,  $YPC_{ijt}$  y  $GSP_{ijt}$  no resultan significativos. Aunque los parámetros estimados, por lo general, no se desvían demasiado

de aquellos estimados por OLS, los errores estándares aumentan grandemente.

<sup>15</sup> Esto es, fuera de Estados Unidos. Como hemos dicho, el comercio entre Estados Unidos y Puerto Rico no se considera como comercio exterior de Puerto Rico en nuestros cálculos. De considerar ese comercio como comercio exterior, las concentraciones comerciales de Puerto Rico con las naciones en la Tabla 6 serían menores.

<sup>16</sup> Véase la comparación de ambos Tratados ofrecidas por Cordero (2004).



## Referencias

- Anderson, T. W. y Cheng Hsiao (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, Núm. 375, pp. 598-606.
- Arellano, Manuel y Stephen Bond (1991). "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation", *Review of Economic Studies*, Vol. 58, Núm. 2, pp. 277-297.
- Chamberlain, Gary (1984). "Panel Data". Griliches y M.D. Intriligator (editores), *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, North Holland, Amsterdam, pp. 1248-1318.
- Cheng, I. Hui y Howard Wall (2005). "Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 87, Núm. 1, pp. 49-63.
- Cordero, Martha (2004). "El Tratado de Libre Comercio Centroamérica-Estados Unidos: Resultados de la negociación y características principales", Documento LC/MEX/R.854, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Ciudad México.
- Deardorff, Alan (1998). "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?" en Jeffrey A. Frankel (ed.), *The Regionalization of the World Economy*, University of Chicago Press, Chicago.
- Eichengreen, Barry y Douglas Irwin (1998). "The Role of History in Bilateral Trade Flows" en Jeffrey A. Frankel (ed.), *The Regionalization of the World Economy*, University of Chicago Press, Chicago.
- Glick, Reuven y Andrew Rose (2002). "Does a Currency Union Affect Trade? The Time-Series Evidence", *European Economic Review*, Vol. 46, Núm. 6, pp. 1125-1151.
- Greene, William H. (2003). *Econometric Analysis*, 5ta. Edición, Prentice Hall, Nueva Jersey.
- Kennedy, Peter E. (1981). "Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, Vol. 71, Núm. 4, p. 801.
- Linnemann, Hans (1996). *An Econometric Study of International Trade Flows*, North Holland, Amsterdam.

- Poyhonen, Pentti (1963). "A Tentative Model for the Volume of Trade Between Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 90, Núm. 1, pp. 93-100.
- Rose, Andrew (2005). "Which International Institutions Promote International Trade?" *Review of International Economics*, Vol. 13, Núm. 4, pp. 682-698.
- Tinbergen, Jan (1962). *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund, Nueva York.
- USITC (2004). "U.S.-Central America-Dominican Republic Free Trade Agreement: Potential Economywide and Selected Sectoral Effects," US International Trade Commission, Washington.

## Apéndice 1

### Cronología del CAFTA-RD

---

Enero de 2003	– Comienzan las negociaciones con Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala y Nicaragua.
Diciembre de 2003	– Concluyen las negociaciones con El Salvador, Honduras, Guatemala y Nicaragua.
Enero de 2004	– Comienzan las negociaciones con República Dominicana. Concluyen las negociaciones con Costa Rica.
Marzo de 2004	– República Dominicana se integra al CAFTA.
Mayo de 2004	– Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala y Nicaragua firman el Tratado.
Agosto de 2004	– República Dominicana firma el Tratado.
Diciembre de 2004	– El Salvador ratifica el Tratado.
Marzo de 2005	– Honduras y Guatemala ratifican el Tratado.
Julio de 2005	– Estados Unidos ratifica el Tratado.
Septiembre de 2005	– República Dominicana y Nicaragua ratifican el Tratado.
Marzo de 2006	– Entra en vigor el Tratado con El Salvador.
Abril de 2006	– Entra en vigor el Tratado con Honduras y Nicaragua.
Julio de 2006	– Entra en vigor el Tratado con Guatemala.

---

Nota: Cronología hasta septiembre de 2006

## Apéndice 2

### Algunos Indicadores Económicos y Comerciales, 2003

	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	Rep. Dom.	P.R.
PIB (PPP \$)	37,672	27,983	50,034	17,941	13,311	53,970	72,197
Poblacion (millones)	4	6.5	12.3	7	5.5	8.7	3.9
PIB per cap. (PPP \$)	9,406	4,283	4,065	2,574	2,429	6,176	18,660
Agricult. (% del PIB)	8	9	22	13	18	11	0.3
Manufactura (% del PIB)	29	32	19	31	25	32	42
Servicios, etc. (% del PIB)	63	59	58	56	57	57	58
Exportaciones (% del PIB)	46	28	16	36	23	36	74
Importaciones (% del PIB)	48	43	28	54	57	45	45
Apertura	94	71	44	90	80	81	120
Exportaciones "High-tech" <sup>(a)</sup>	36	8	8	1	3	1	--
IFD (% del PIB) <sup>(b)</sup>	3.9	1.5	0.5	2.2	4.3	4.5	--

**Fuentes:** World Economic Outlook, International Monetary Fund; World Development Indicators, World Bank; Informe Económico a la Gobernadora, Junta de Planificación de Puerto Rico.

**Notas:** Producto Interno Bruto por país expresado en PPP (*Purchasing Power Parity*) para ajustar por diferencias internacionales en los niveles de precios. En el caso de Puerto Rico, se ajusta el PIB del 2003 (dato preliminar de la Junta de Planificación) utilizando el factor PPP para EEUU reportado en la base de datos del WEO. Índice de apertura definido como la suma de las exportaciones e importaciones, ambas, como porcentaje del PIB; Exportaciones "High-tech" expresado como porcentaje de las exportaciones en manufactura; IFD (Inversión Foránea Directa); (a) datos para 2001; (b) datos para 2002.

## Apéndice 3

### Efectos del CAFTA-RD según un Modelo de EGC

	Cambio	Porcentaje
Importaciones desde CA-RD	2,776.2	12.44
Exportaciones a CA-RD	2,665.6	15.40
Importaciones totales	1,152.2	0.07
Exportaciones totales	1,908.5	0.16
Bienestar	166.3	0

**Fuente:** USITC (2004), capítulo 4.

**Nota:** Basado en simulaciones de modelos de equilibrio general computables (EGC).