

Comercio Bilateral Ecuador-China y el Tipo de Cambio Yuan-Dólar: Un Análisis a Nivel de Industrias

Carlos Chavarría Loor[†]

Tomando en consideración la importancia de China como socio comercial y la política monetaria depredadora de este país, en esta investigación se usaron datos trimestrales de importaciones y exportaciones por industria para el período 2000-2009 además de un Análisis de Cointegración para mostrar que, en el largo plazo, la valuación del dólar estimula las importaciones de ciertas industrias, mientras reduce las exportaciones de dos industrias ecuatorianas.

Guayaquil, 26 de abril del 2010.

1. Introducción

En los últimos años, Ecuador ha experimentado grandes déficits en su balanza comercial no petrolera. A nivel de Asia, según datos del Banco Central del Ecuador, el déficit comercial en el año 2008 fue de \$3,278.91 millones de dólares, y para el año 2009 se redujo a \$2,389.55 millones de dólares. Los tres socios comerciales más grandes de este continente (China, Japón, y Corea del Sur) causaron el 69.14% y 73.70% del déficit con Asia en los años 2008 y 2009, respectivamente.

En el bloque comercial asiático, China es el país que más contribuyó al déficit comercial. En el año 2008 el 32.92% del déficit comercial con Asia fue producto de las relaciones comerciales con China; en el año 2009 esta cifra aumentó a 37.42%. Estos cambios (aumentos o reducciones) en el déficit se atribuyen mayormente a las variaciones de los tipos de

[†] Graduado de Economía de la Escuela Superior Politécnica del Litoral (ESPOL). Analista de Riesgo Sectorial de la Corporación Aduanera Ecuatoriana (CAE). E-mail carjchav@hotmail.com / cchavarría@aduana.gov.ec

cambios, expansión o contracción de la economía, y otros factores como las políticas comerciales entre los países.

En la última década, China ha mantenido un tipo de cambio fijo y pegado al dólar de Estados Unidos. Asimismo, en los últimos 10 años, el país asiático ha experimentado un espectacular crecimiento económico basado principalmente en el auge de sus exportaciones y la estabilidad económica y monetaria que se deriva de un tipo de cambio fijo. Debido al crecimiento económico y a la política monetaria adoptada, el valor de la moneda China ha quedado infravalorado; permitiendo así que el gran asiático goce de enormes superávits comerciales. Las proyecciones para China indicaban que el superávit comercial, el incremento de la inversión extranjera directa, y la acumulación de reservas monetarias apuntarían a una apreciación de la moneda China siguiendo las fuerzas del mercado; pero esto no ha sido posible debido a la intervención del Banco Popular Chino protegiendo la paridad fija del yuan respecto al dólar.

De esta forma, frente a la política China de tipo de cambio fijo, el elemento de principal interés reside en la infravaloración del yuan y el impacto que esto tiene en los países con los que China mantiene relaciones comerciales; especialmente aquellos basados en una economía dolarizada.

La infravaloración del yuan (o la política monetaria depredadora como se ha dado a conocer en los medios) tiene consecuencias inmediatas en el flujo comercial bilateral Ecuador-China: en comparación a los esperado con un tipo de cambio en equilibrio, se ha observado un mayor número de importaciones desde China y un menor número de exportaciones ecuatorianas hacia China; esto debido a un tipo de cambio artificialmente bajo y fijo del yuan chino respecto al dólar.

Debido a la importancia de China como socio comercial (sobretudo a nivel de importaciones) y al impacto directo de la política monetaria china sobre los flujos comerciales, el objetivo de esta investigación es explorar empíricamente (y a nivel de industrias) la respuesta de la balanza comercial Ecuador-China a los movimientos del índice de cambio real yuan-dólar. Así, conociendo el impacto a corto y largo plazo de la política monetaria China se facilitaría la toma de decisiones en políticas de comercio exterior encaminadas en mejorar la balanza comercial con este país asiático.

En el presente trabajo se investiga el impacto de la valuación del dólar sobre las exportaciones e importaciones de 7 y 83 industrias ecuatorianas; es decir se trata de un análisis desagregado a nivel de industrias en lugar de países. Para cumplir con el propósito de esta investigación, en la Sección 2 se presentan las funciones de demanda de exportaciones e importaciones así como el método de estimación. En la Sección 3, se presentan los resultados empíricos. Y, finalmente, en la Sección 4, se provee un resumen y las conclusiones de la presente investigación. La definición de variables y fuentes de información se citan en el apéndice.

2. Modelo y Metodología

Comúnmente, la formulación de cualquier función de demanda de importaciones y exportaciones consiste en relacionar el *volumen* de importaciones y exportaciones con alguna medida de ingreso y precios relativos. El principal objetivo es obtener estimaciones de las elasticidades demanda de las importaciones y exportaciones a fin de juzgar la efectividad de una política de devaluación encaminada en reducir las importaciones y aumentar las exportaciones.

Para el caso de Ecuador no existen trabajos empíricos donde se estime la elasticidad demanda-tipo de cambio real; sin embargo, los avances en la literatura de Predicción de Flujos de Comercio y Simulación (JEL Classification F17¹) constituyen una fuente de información vasta para el desarrollo de la presente investigación.

La mayor limitación en la literatura ha sido asumir una oferta perfectamente elástica y estimar únicamente modelos de demanda bilaterales (o modelos de forma reducida); no obstante, la estimación de modelos reducidos en los que se relaciona directamente el valor de las importaciones y exportaciones con el tipo de cambio real, permiten determinar fácilmente el efecto de la devaluación (o valuación) sobre los flujos comerciales. Además, Bahmani-Oskooee y Goswami (2004) que consideran el comercio de Japón con sus nueve socios comerciales más grandes, argumentan que debido a que los precios de importaciones y exportaciones no están disponibles a nivel bilateral, la única forma de evaluar el efecto de las políticas cambiarias es relacionando de forma directa el valor de las importaciones y exportaciones con el tipo de cambio real bilateral.

Así, a nivel de industrias, debido a la carencia de precios de importaciones y exportaciones, el presente trabajo se enfoca en evaluar la sensibilidad del flujo de importaciones y exportaciones a las variaciones del tipo de cambio real yuan-dólar. Por tanto, para cada grupo de commodities (o industrias) se formula la función de importaciones y exportaciones según las ecuaciones 1 y 2 respectivamente:

$$\ln X_{jt} = a + b \ln Y_{CH,t} + c \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln M_{jt} = d + e \ln Y_{ECU,t} + f \ln TCR_t + u_t \quad (2)$$

En la Ecuación 1, X_{jt} son las exportaciones (en dólares) de la industria j , que se asume que dependen del ingreso de China, Y_{CH} , y del tipo de cambio real TCR . En la Ecuación 2, M_{jt} son las importaciones (en dólares) de la industria j , que se asume que dependen del ingreso de Ecuador, Y_{ECU} , y de la variable TCR . Los coeficientes estimados para las variables de ingreso

¹ Journal of Economic Literature (JEL) Classification System.

se esperan que sean positivos en ambas ecuaciones; mientras que, el coeficiente c en la Ecuación 1 se espera que sea positivo, y el coeficiente f en la Ecuación 2 se espera que sea negativo. Estos signos esperados se basan en la definición del TCR , que se define como el número de unidades de moneda nacional (dólar) que se necesitan para adquirir una unidad de moneda extranjera (yuan); así una reducción del índice implica una valuación del dólar frente al yuan^{2 3}.

La Ecuación 1 es la forma reducida de un modelo de oferta y demanda en el que la oferta de exportaciones del bien i de Ecuador es perfectamente elástica; mientras que la demanda de China por el bien i depende del ingreso de este país y el tipo de cambio real bilateral. De manera similar, la forma reducida de la Ecuación 2 se deriva de un modelo de oferta y demanda en el que la oferta del bien i por parte de China se asume perfectamente elástica y la demanda de Ecuador depende del ingreso de este país y el tipo de cambio real bilateral.

Las Ecuaciones 1 y 2 son las relaciones a largo plazo de las variables de interés. Los avances en la literatura econométrica han demostrado que para determinar esas relaciones a largo plazo es necesario incorporar las dinámicas de corto plazo en el procedimiento de estimación. Atendiendo las consideraciones de Pesaran, Shin, y Smith (2001) y su enfoque de *Rezagos Distribuidos Autoregresivos* (ADL) en el análisis de cointegración, las versión *generalizada del modelo de corrección de errores* (GECM por sus siglas en inglés) de las Ecuaciones 1 y 2 se pueden escribir como las Ecuaciones 3 y 4, respectivamente:

$$\Delta \ln X_{j,t} = a' + \sum_{k=0}^{n2} b'_k \Delta \ln Y_{CH,t-k} + \sum_{k=0}^{n3} c'_k \Delta \ln TCR_{t-k} + b(\ln X_{j,t-1} - \ln Y_{CH,t-1} - \ln TCR_{t-1}) + c \ln Y_{CH,t-1} + d \ln TCR_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

$$\Delta \ln M_{j,t} = e' + \sum_{k=0}^{n2} f'_k \Delta \ln Y_{ECU,t-k} + \sum_{k=0}^{n3} g'_k \Delta \ln TCR_{t-k} + f(\ln M_{j,t-1} - \ln Y_{ECU,t-1} - \ln TCR_{t-1}) + g \ln Y_{ECU,t-1} + h \ln TCR_{t-1} + v_t \quad (4)$$

² En el apéndice de esta investigación se muestran las fuentes de información y la construcción de los indicadores utilizados.

³ Nótese que en estos modelos los datos para la variable dependiente varían en el tiempo y por industrias, pero ninguna de las variables independientes varía por industria. Así, dado que en el lado derecho de las Ecuaciones 3 y 4 se tiene únicamente variación temporal, no se puede aplicar la técnica de estimación de datos de panel.

Mohsen Bahmani-Oskooee y Zohre Ardalani (2006) señalan que el primer paso en la estimación de estas ecuaciones es decidir si mantener o no los niveles rezagados de las variables TCR , $M(X)$, e Y . Si el estadístico F del test estándar es significativo, se mantienen los rezagos en las Ecuaciones 3 y 4; esto proporcionaría evidencia de cointegración entre las variables. Una vez cumplida la primera etapa, se estiman las Ecuaciones 3 y 4 utilizando el criterio estándar de selección del “número óptimo de rezagos” de cada variable en primeras diferencias. Aunque el efecto a corto plazo de la devaluación del yuan chino (valuación del dólar) se estima con el resultado de los coeficientes de $\Delta \ln TCR_{t-k}$, el efecto a largo plazo se estima con el resultado de los coeficientes d y h normalizados sobre los coeficientes de c y g de las Ecuaciones 3 y 4, respectivamente⁴.

3. Resultados Empíricos

Para estimar los modelos de corrección de errores presentados en las Ecuaciones 3 y 4 se emplean datos trimestrales de importaciones y exportaciones para un total de 83 industrias ecuatorianas durante el período 2000 – 2009⁵. Como se indicó en el apartado anterior, el primer paso del proceso de estimación es decidir si se justifica mantener los niveles rezagados de las variables explicativas. Este primer paso consiste en testear la hipótesis nula de no cointegración, i.e., $b = c = d = 0$ en la Ecuación 3 y $f = g = h = 0$ en la Ecuación 4 frente a la alternativa $b \neq c \neq d \neq 0$ en la Ecuación 3 y $f \neq g \neq h \neq 0$ en la Ecuación 4 usando el estadístico F -estándar. Bahmani-Oskooee and Brooks (1999) han demostrado que los resultados arrojados por el estadístico F son sensibles al número de rezagos impuestos por cada variable en primera diferencia. Atendiendo estas consideraciones se llevaron a cabo diferentes tests de significancia imponiendo diferentes números de rezagos. Los resultados de estas pruebas revelan que si en el modelo de importaciones se impone un total de cuatro rezagos, en 43 de 83 casos, el nivel de significancia de 5% es mayor que el P-value calculado del estadístico F . Sin embargo, cuando se impone un rezago, el número de casos significativos aumenta a 73.

En la segunda etapa, se empleó el *Akaike Information Criterion* (AIC) para seleccionar el número óptimo de rezagos. De acuerdo a los resultados del criterio AIC se optó por incluir un rezago de todas las variables explicativas; además, debido a la limitación de la muestra (40

⁴ Mayor información sobre el modelo utilizado así como el procedimiento de estimación se puede encontrar en el apéndice del presente documento.

⁵ Es necesario destacar que si bien el modelo de importaciones analiza un total de 83 industrias, en el modelo de exportaciones solamente se incluyen 7 industrias. La razón es que por el lado de las importaciones, una gran cantidad de productos importados son de origen chino; mientras que las exportaciones se dirigen principalmente a los mercados de Estados Unidos, Europa, Colombia, Perú, entre otros. Así, es de esperarse que por el lado de las exportaciones un número elevado de industrias no realicen exportaciones hacia China.

períodos trimestrales del 2000 al 2009) no parece apropiado imponer un número mayor de rezagos a fin de no perder grados de libertad y consecuentemente robustez en las estimaciones.

Debido a la gran cantidad de resultados luego de aplicar la segunda etapa, la Tabla 1 (demanda de exportaciones) y la Tabla 2 (demanda de importaciones) registran únicamente las estimaciones a largo plazo de los coeficientes de las variables analizadas.

Primero, realizando una inspección de las estimaciones a corto-plazo para cada una de las 7 industrias del modelo de exportaciones y las 83 industrias del modelo de importaciones, se encontró que los coeficientes obtenidos para los rezagos de la variable $\Delta \ln TCR$ ⁶ muestran, en algunos casos, un patrón específico como la existencia de una Curva J; es decir, en el corto plazo las exportaciones (importaciones) aumentan (se reducen), mientras que en el largo plazo el ajuste consiste en una reducción (incremento) de las exportaciones (importaciones).

Tabla 1. Coeficientes estimados a largo plazo del Modelo de Exportaciones

Commodities*	Constante	Ln Y_{CH}	Ln RER	Ecm(-1)	Adj. R ²
1. Madera y traviesas para vías férreas	-1.16 (0.11)	-0.26 (2.16)	-5.61 (2.3)	-0.67 (2.21)	0.27
2. Desperdicios y chatarra de metales, n.e.p.	0.04 (0)	-23.41 (0.66)	-238.7 (2.08)	-0.01 (0.1)	0.02
3. Productos vegetales en bruto, n.e.p.	-8.89 (0.45)	1.3 (0.5)	9.27 (3.14)†	-1.42 (6.64)	0.70
4. Desperdicios y recortes de plásticos	-26.06 (2.55)	1.44 (1.25)	0.61 (0.21)	-1.12 (4.16)	0.45
5. Hojas de madera y madera labrada	25.07 (2.37)	0.07 (2.4)†	9.48 (2.07)	-1.16 (5.89)	0.60
6. Cobre	-12.92 (0.64)	3.01 (1.24)	14.79 (0.76)	-0.49 (2.21)	0.04
7. Otros artículos manufacturados diversos	-22.15 (0.9)	0.78 (0.36)	-3.92 (0.81)	-1.17 (4.95)	0.47

Números en paréntesis corresponden al valor absoluto del estadístico t .

* n.e.p., no especificado en otra parte, † indica que el coeficiente es significativo al 5%.

Segundo, utilizando las variables rezagadas $\ln X_{j,t-1}$ ($\ln M_{j,t-1}$), $\ln Y_{CH,t-1}$ ($\ln Y_{ECU,t-1}$), y $\ln TCR_{t-1}$ de las Ecuaciones 3 y 4, se generó una combinación lineal de estas variables y se la denotó por Ect-1, que corresponde a la variable por corrección de errores en los modelos ADL (Rezagos Distribuidos Autoregresivos). Un coeficiente negativo y significativo para Ect-1 es otro indicador de cointegración entre las variables.

Tercero, Los resultados de la Tabla 1 y 2 son los coeficientes estimados a largo plazo. Las estimaciones reportadas en la Tabla 1 corresponden a los coeficientes c y d normalizados en b

⁶ Estas estimaciones de los efectos a corto plazo no se muestran en el presente análisis por consideraciones de espacio. Sin embargo, la información completa de las estimaciones de cada modelo para cada industria está disponible para el autor y puede ser solicitada por quien tenga interés en estos resultados.

de la Ecuación 3. Similarmente, las estimaciones que se muestran en la Tabla 2 corresponden a los coeficientes g y h normalizados en f de la Ecuación 4. Para los resultados del modelo de exportaciones de la Tabla 1, el coeficiente de Y_{CH} es positivo y significativo en sólo un caso de los siete reportados, indicando que conforme la economía crece, la industria de *Hojas de madera y madera labrada* experimenta un aumento del nivel de sus exportaciones. El signo esperado de la variable RER , como se indicó anteriormente, es positivo. En la Tabla 1 se puede observar que en el caso de *Productos vegetales en bruto* y *Hojas de madera y madera labrada* el coeficiente es significativamente positivo. Los signos observados implican que la valuación del dólar frente al yuan reduce el nivel de exportaciones ya que se vuelven menos competitivas; es decir, los consumidores chinos se enfrentan a precios relativamente más altos. Las elasticidades estimadas implican que una reducción de 1% en el TCR (es decir, una valuación del dólar del 1%), reduce en el largo plazo el nivel de exportaciones de *Productos vegetales en bruto* y *Hojas de madera* en 9.27% y 9.48%, respectivamente. Es preciso destacar que para el caso de la demanda de exportaciones, los coeficientes muestran cierto sesgo de estimación debido principalmente a que en el proceso de estimación se mantuvo una serie de valores positiva y continua para el periodo analizado⁷.

Tabla 2. Coeficientes estimados a largo plazo del Modelo de Importaciones

Commodities *	Constante	Ln Y_{ECU}	Ln RER	Ecm(-1)	Adj. R^2
1. Productos y preparados comestibles, n.e.p.	-89.47 (2.07)	7.07 (1.64)	-5 (0.94)	-0.77 (4.23)	0.35
2. Otros minerales	-10.84 (0.75)	1.05 (0.05)	0.04 (0.46)	-0.92 (4.58)	0.38
3. Derivados de petróleo	-22.65 (0.93)	1.4 (0.23)	-4.1 (1.49)	-0.99 (5.2)	0.40
4. Acidos carboxílicos y sus anhídridos	-82.47 (3.65)	5.39 (3.39)†	-2.1 (2.08)†	-1.01 (4.6)	0.42
5. Elementos químicos	-66.43 (3.69)	5.03 (3.4)†	2.84 (0.93)	-1.01 (5.84)	0.48
6. Sales metálicas	-43.87 (3.2)	5 (3.19)†	0.3 (0.33)	-0.63 (3.8)	0.32
7. Materias y lacas colorantes	-88.21 (7)	4.4 (6.25)†	1.71 (0.9)	-1.49 (9.52)	0.72
8. Pigmentos, pinturas, y barnices	-77.97 (3.74)	5.85 (3.42)†	-1.37 (1.47)	-0.89 (4.49)	0.36
9. Productos medicinales y farmacéuticos	-75.49 (3.22)	6.92 (3.04)†	-0.3 (0.66)	-0.74 (3.93)	0.27
10. Productos de perfumería y cosméticos	-10.71 (0.52)	0.83 (0.09)	-2.02 (0.88)	-0.83 (5.18)	0.44
11. Abonos	-153.76 (4.86)	8.99 (4.5)†	2.34 (0.54)	-1.19 (6.57)	0.53
12. Planchas, hojas, y tiras de plásticos	-66.44 (4.08)	5.84 (3.68)†	-3.27 (3.24)†	-0.73 (4.82)	0.42
13. Almidones y gluten de trigo	-117.39 (4.8)	8.65 (4.77)†	3.2 (1.54)	-0.96 (5.5)	0.46
14. Productos químicos diversos, n.e.p.	-77.17 (3.46)	9.42 (3.54)†	8.27 (2.57)	-0.63 (4.36)	0.32
15. Neumáticos y bandas de ruedas	2.72 (0.27)	0.09 (0.52)	0.27 (0.22)	-0.42 (2.65)	0.08
16. Artículos de caucho, n.e.p.	-80.22 (4.94)	6.44 (4.98)†	1.71 (0.68)	-0.89 (5.67)	0.50
17. Manufacturas de madera, n.e.p.	-36.99 (6.07)	3.49 (4.88)†	-2.04 (2.68)†	-0.71 (11.68)	0.87

⁷ En los datos existen grupos de *commodities* que se exportan esporádicamente 1 o 2 trimestres al año. Por esto se tiene un alto porcentaje de ceros en la variable dependiente, exportaciones. Al trabajar esta variable en logaritmos naturales, se perdió mucha información y consecuentemente los resultados de la Tabla 1 se basan en 20 observaciones en algunos casos.

Tabla 2. Continuación

Commodities *	Constante	Ln Y_{ECU}	Ln RER	Ecm(-1)	Adj. R²
18. Papel y cartón	-281.66 (7.64)	13.91 (7.38)†	2.89 (1.18)	-1.38 (8.36)	0.69
19. Artículos de papel y cartón	-88.42 (4.42)	5.62 (4.01)†	-0.41 (0.9)	-1.08 (5.94)	0.48
20. Hilados de fibra textil	-57.42 (4.03)	5.25 (3.81)†	2.93 (1.55)	-0.83 (4.32)	0.39
21. Tejidos de algodón	-183.64 (5.81)	9.63 (5.36)†	1.56 (0.24)	-1.31 (7.9)	0.68
22. Tejidos de textiles manufacturados	-65.78 (4.76)	4.9 (4.6)†	1.46 (0.57)	-1.01 (5.37)	0.46
23. Hilados y tejidos textiles especiales	-56.52 (4.61)	4.23 (4.41)†	0.7 (0.49)	-0.99 (4.91)	0.49
24. Artículos confeccionados de textiles	-48.77 (3.02)	5.54 (2.91)†	1.76 (0.34)	-0.65 (4.62)	0.39
25. Manufacturas de minerales, n.e.p.	-57.98 (2.96)	4.38 (2.44)†	-1.99 (1.34)	-0.87 (4.78)	0.37
26. Vidrio	-45.6 (2.78)	5.34 (2.61)†	-0.25 (0.68)	-0.6 (3.81)	0.29
27. Artículos de vidrio	-10.04 (0.88)	1.64 (0.29)	-6.3 (1.65)	-0.31 (2.55)	0.08
28. Artículos de cerámica	-5.92 (0.67)	1.54 (0.59)	3.89 (1.66)	-0.67 (4.14)	0.40
29. Tubos, caños y perf. huecos de hierro o acero	-184.32 (4.82)	12.58 (4.66)†	1.79 (0.32)	-1.01 (5.38)	0.43
30. Artículos de alambre	-111.6 (4.46)	8.3 (4.29)†	-0.11 (0.61)	-0.9 (4.88)	0.38
31. Artículos de hierro, acero, cobre o aluminio	-85.36 (4.56)	7.03 (4.44)†	3.37 (1.84)	-0.89 (4.75)	0.47
32. Herramientas para máquinas o uso manual	-23.27 (3.15)	3 (2.84)†	0.37 (0.52)	-0.6 (3.81)	0.27
33. Cuchillería	-20.53 (2.6)	2.48 (2.11)†	1.37 (0.33)	-0.71 (4.08)	0.28
34. Enseres domésticos de metales comunes	-3.59 (0.42)	0.62 (0.37)	-2.01 (1.29)	-0.54 (3.02)	0.15
35. Manufacturas de metales comunes, n.e.p.	-43.46 (3.7)	4.27 (3.5)†	-0.18 (1.42)	-0.74 (4.29)	0.35
36. Motores de combustión interna, n.e.p.	-96.09 (4.9)	7.07 (4.79)†	1.74 (0.8)	-0.96 (5.2)	0.46
37. Aparatos eléctricos rotativos, n.e.p.	-169.14 (6.94)	10.56 (6.84)†	3.73 (2.36)	-1.13 (7.18)	0.59
38. Maquinaria textil y para trabajar cueros	-79.39 (5.54)	6.04 (5.63)†	3.91 (3.21)	-1.01 (6.11)	0.54
39. Máquinas ind. para elaborar alimentos	-50.2 (3.22)	3.16 (2.24)†	-2.42 (1.77)	-1.03 (5.68)	0.47
40. Otras máq. para determinadas industrias	-140.64 (4.36)	11.13 (4.32)†	0.46 (0.23)	-0.85 (4.9)	0.37
41. Máquinas para remoción de metal	-27.12 (2.31)	4.18 (2.07)†	2.16 (0.41)	-0.49 (3.07)	0.22
42. Partes y piezas	-85.26 (4.31)	4.94 (3.7)†	2.38 (0.72)	-1.25 (7.12)	0.62
43. Máquinas para trabajar metales	-134.03 (5.51)	7.88 (5.4)†	2.51 (0.96)	-1.2 (6.99)	0.59
44. Equipo de calefacción y refrigeración	-142.82 (4.12)	10.38 (3.97)†	0.53 (0.18)	-0.94 (5.42)	0.43
45. Bombas para líquidos	-84.53 (4.83)	5.41 (4.52)†	-2.1 (2.79)†	-1.04 (5.46)	0.43
46. Bombas, compresores y ventiladores de aire	-59.36 (3.58)	5.53 (3.4)†	1.56 (0.4)	-0.79 (4.17)	0.27
47. Equipos mecánicos de manipulación	-110.62 (5.36)	6.71 (5.07)†	-0.5 (1.16)	-1.13 (6.14)	0.50
48. Otras máquinas y aparatos mecánicos	-73 (4.79)	6.12 (4.7)†	-1.06 (1.48)	-0.81 (5.43)	0.46
49. Cojinetes de bolas o de rodillos	-66.79 (3.56)	5.44 (3.2)†	1.49 (0.26)	-0.88 (5.01)	0.43
50. Accesorios para tuberías, calderas y análogos	-102.55 (5.3)	7.02 (5.21)†	1.58 (0.57)	-1.04 (6.2)	0.55
51. Arboles de transmisión	-112.12 (6.27)	6.18 (5.94)†	1.65 (0.75)	-1.29 (6.73)	0.58
52. Accesorios no eléctricos de máquinas, n.e.p.	-70.65 (2.8)	6.69 (2.48)†	0.07 (0.24)	-0.71 (3.88)	0.28
53. Máquinas de oficina	-2.73 (0.27)	0.35 (0.85)	-1.59 (1.67)	-0.93 (5.11)	0.41

Tabla 2. Continuación

Commodities *	Constante	Ln Y _{ECU}	Ln RER	Ecm(-1)	Adj. R ²
54. Maquinas y unidades de proces. de datos	-32.83 (2.95)	3.47 (2.54)†	0.3 (0.54)	-0.72 (4.72)	0.39
55. Radiorreceptores	25.9 (1.96)	-3.77 (2.11)	-3.05 (0.85)	-0.44 (3.32)	0.23
56. Equipos de telecomunicaciones	-18.76 (1.35)	1.5 (0.39)	-5.22 (2.33)†	-0.72 (4.05)	0.30
57. Aparatos de electricidad	-124.38 (4.46)	8.9 (4.33)†	-2.31 (1.89)	-0.91 (4.94)	0.38
58. Aparatos para conexión de circuitos eléctricos	-84.44 (5.33)	5.61 (5.29)†	1.8 (1.17)	-1.11 (5.87)	0.49
59. Equipo para distribución de electricidad, n.e.p.	-129.5 (5.04)	7.01 (4.52)†	-2.53 (1.9)	-1.21 (6.45)	0.54
60. Aparatos de uso doméstico, n.e.p.	-43.2 (3.07)	4.27 (2.77)†	-1.47 (1.42)	-0.71 (4.44)	0.34
61. Máquinas y aparatos eléctricos, n.e.p.	-25.91 (3.18)	2.4 (2.45)†	-0.86 (1.86)	-0.84 (4.79)	0.38
62. Partes, piezas y accesorios de los automotores	-95.28 (4.62)	7.17 (4.5)†	-0.25 (1.05)	-0.91 (4.93)	0.40
63. Motocicletas y velocípedos	-39.93 (2.71)	4.63 (2.42)†	-3.57 (1.86)	-0.57 (4.36)	0.39
64. Artefactos y accesorios de alumbrado, n.e.p.	-24.41 (2.41)	3.42 (2.27)†	-0.11 (0.82)	-0.54 (3.49)	0.30
65. Muebles, camas, colchones	-55.81 (3.34)	5.42 (3.2)†	-1.05 (1.17)	-0.71 (4.87)	0.45
66. Baúles, maletas, y artículos análogos	-35.35 (3.49)	3.41 (3.02)†	0.4 (0.49)	-0.79 (6.03)	0.56
67. Ropa de hombres y niños sin tejido de punto	-15.32 (0.98)	2.01 (0.64)	0.49 (0.18)	-0.66 (4.44)	0.39
68. Ropa de mujeres y niñas sin tejido de punto	12.73 (0.64)	-1.21 (0.63)	3.92 (0.4)	-0.39 (3.11)	0.33
69. Ropa para mujeres y niñas en tejido de punto	17.66 (0.88)	-4.44 (0.77)	8.42 (0.54)	-0.19 (1.41)	0.11
70. Accesorios de vestir de tela	14.68 (0.78)	-3.82 (0.98)	-4.6 (0.59)	-0.26 (2.11)	0.13
71. Prendas de vestir no textiles	-64.2 (4)	5.11 (3.76)†	-2.3 (2.3)†	-0.83 (4.82)	0.37
72. Calzado	-11.96 (0.83)	1.81 (0.52)	0.58 (0.15)	-0.64 (4.4)	0.36
73. Instrumentos y aparatos de medicina	-193.07 (8.3)	9.09 (8.13)†	-0.32 (1.55)	-1.43 (9.27)	0.71
74. Medidores y contadores	-84.92 (3.39)	7.19 (3.04)†	0.24 (0.26)	-0.81 (4.45)	0.35
75. Aparatos de medición, análisis y control	-82.08 (5.05)	5.92 (4.88)†	0.63 (0.32)	-0.98 (5.82)	0.47
76. Artículos de óptica	-127.36 (4.12)	8.85 (4.02)†	0.97 (0.02)	-0.98 (5.07)	0.47
77. Relojes	-7.45 (0.71)	0.95 (0.07)	0.9 (0.08)	-1.08 (6.45)	0.53
78. Impresos	-54.45 (2.65)	2.88 (1.63)	-4.37 (2.32)†	-1.12 (5.8)	0.49
79. Artículos, n.e.p., de materiales plásticos	-14.23 (1.55)	1.99 (0.95)	-2.53 (1.59)	-0.51 (3.42)	0.27
80. Coches para niños, juguetes, artíc. de deporte	2.99 (0.16)	-0.02 (0.75)	-2.86 (1.42)	-1 (5.89)	0.48
81. Artículos de oficina y papelería, n.e.p.	-80.15 (6.65)	3.9 (5.86)†	0.36 (0.91)	-1.51 (9.23)	0.71
82. Instrumentos musicales y sus partes	-15.55 (1.87)	1.27 (0.41)	-2.68 (2.63)†	-0.83 (5.15)	0.43
83. Otros artículos manufacturados diversos, n.e.p.	-42.42 (4.53)	3.43 (4.22)†	-0.34 (1.73)	-0.92 (5.5)	0.47

Números en paréntesis corresponden al valor absoluto del estadístico *t*.

* n.e.p., no especificado en otra parte; † indica que el coeficiente es significativo al 5%.

Finalmente, en lo que concierne a la Tabla 2, es importante destacar que frente a una valuación del dólar (reducción del tipo de cambio real) se espera un incremento del nivel de importaciones; es decir, el signo del coeficiente h en la Ecuación 4 se espera que sea negativo. Así, según los resultados de la Tabla 2, en 8 de 83 casos el coeficiente de la variable TCR es significativamente negativo. En los casos restantes, la falta de relación significativa entre el TCR y el valor de las importaciones implicaría una demanda de importaciones inelástica; además, esta insensibilidad de las importaciones al TCR también puede ser explicada porque el flujo de importaciones responde más a restricciones comerciales impuestas en ciertas industrias que a las variaciones del TCR . Por otro lado, la medida de ingreso de Ecuador Y_{ECU} muestra estimaciones significativamente positivas en la gran mayoría de los casos (62 de 83 casos), indicando que los períodos de expansión económica son aquellos que más contribuyen al déficit comercial ecuatoriano con China.

En la literatura se ha indicado que el uso de datos agregados (sin diferenciación por industria o grupo de productos) provoca estimaciones insignificantes debido a que en algunos sectores las estimaciones no significativas pueden afectar los resultados esperados en otros sectores. Así, a modo de hipótesis, se procedió a agregar los datos y aplicar la metodología discutida en la sección 2 para obtener los coeficientes estimados a largo plazo (Veáse Tabla 3).

Tabla 3. Coeficientes Estimados a Largo Plazo del Modelo de Importaciones y Exportaciones. Datos a Nivel Agregado

Regresor	Modelo Importaciones	Modelo Exportaciones
Constante	-59.54 (4.84)	-14.47 (1.38)
Ln Y_{ECU}	6.04 (4.94)†	---
Ln Y_{CH}	---	2.28 (1.64)
Ln RER	0.43 (0.8)	7.69 (1.7)
Ecm(-1)	-0.74 (5.37)	-0.68 (3.91)
Adj. R^2	0.54	0.25

Números en paréntesis corresponden al valor absoluto del estadístico t .

† indica que el coeficiente es significativo al 5%.

Los resultados de la Tabla 3 muestran que el tipo de cambio real es no significativo tanto en el modelo de demanda de importaciones como el de exportaciones. Estos resultados proveen cierta evidencia de que existe algún sesgo en las estimaciones al momento de trabajar con datos agregados. Sin embargo, al igual que en el caso de las estimaciones desagregadas para el modelo de importaciones (Tabla 2), los resultados de la Tabla 3 permiten concluir que los mayores déficit comerciales con China se experimentan en los períodos de expansión económica.

Debido a la falta de significancia de las estimaciones de la Tabla 3, se utilizó los resultados de la Tabla 1 y 2 para evaluar el impacto del *TCR* sobre el valor de las exportaciones e importaciones respectivamente. Así, de la Tabla 1, tomando las estimaciones de las 2 industrias cuyas exportaciones son sensibles al *TCR* se obtiene que un 1% de valuación del dólar frente al yuan reduce en el largo plazo las exportaciones hacia China en 9.38%. De manera análoga, usando la Tabla 2, y tomando las estimaciones de las 8 industrias cuyas importaciones son sensibles al *TCR* se obtiene que un 1% de valuación del dólar incrementa en el largo plazo las importaciones desde China en 3.01%.

Además de las estimaciones de la Tabla 1 y la Tabla 2 se calculó que la elasticidad promedio del ingreso (del PIB real) en el modelo de exportaciones es de 0.07 y en el modelo de importaciones es de 6.21.

Otra característica importante a considerar dentro del análisis es si las industrias con mayor participación de mercado responden de manera diferente a los cambios del tipo de cambio real en comparación con aquellas industrias con una menor participación de mercado. Realizando una inspección de los datos para el año 2007 se encontró que el 78.66% del total de importaciones se concentra en 32 industrias; mientras que por el 90.47% del total de las exportaciones se concentra en 2 industrias⁸. Como se puede notar la mayoría de las 32 industrias importadoras más grandes tienen altos costos fijos, es así que se plantea la hipótesis de Dixit (1989a, 1989b) que las industrias con altos costos fijos son menos sensibles a las variaciones del tipo de cambio real. De esta forma, se agregaron las importaciones para las 32 industrias grandes y las 51 industrias pequeñas restantes y luego se procedió a estimar cuatro modelos más de corrección de errores. Las estimaciones a largo plazo se muestran en la Tabla 4.

Tabla 4. Coeficientes Estimados a Largo Plazo para Industrias Grandes versus Industrias Pequeñas.

Regresor	Modelo de Importaciones		Modelo de Exportaciones	
	Grandes	Pequeñas	Grandes	Pequeñas
Constante	-40.33 (4.18)	-51.44 (4.95)	-17.4 (1.48)	1.24 (0.26)
Ln Y_{ECU}	4.03 (4.08)†	5.06 (5.04)†	---	---
Ln Y_{CH}	---	---	3.08 (1.01)	0.26 (2.5)†
Ln RER	-0.33 (1.6)	-0.07 (2.09)†	-4.78 (0.88)	0.4 (0.36)
Ecm(-1)	-0.78 (5.57)	-0.75 (5.14)	-0.27 (1.74)	-0.85 (4.51)
Adj. R^2	0.52	0.58	0.05	0.34

Números en paréntesis corresponden al valor absoluto del estadístico *t*.

† indica que el coeficiente es significativo al 5%.

⁸ En las Tablas 1 y 2 las industrias que mayor volumen de exportaciones o importaciones concentran se identificaron con el símbolo ‡.

En el Modelo de Importaciones, los resultados de la Tabla 4, proporcionan evidencia a favor de la conjetura de Dixit. El coeficiente de *TCR* para las Grandes Industrias es insignificante, mientras que en el caso de las Pequeñas Industrias es significativamente negativo; implicando que un 10% de valuación del dólar incrementa el nivel de importaciones a largo plazo en 0.7%. En el Modelo de Exportaciones, ambos grupos de industrias parecen ser insensibles al tipo de cambio real.

Por otro lado, pruebas de hipótesis para la igualdad de los coeficientes de *TCR* en ambos grupos y en ambos modelos revelan que: 1) en el Modelo de Importaciones, los coeficientes no son significativamente diferentes, y 2) en el Modelo de Exportaciones, los coeficientes son significativamente diferentes.

Estas conclusiones pueden estar sesgadas por la agregación de los datos. Si se inspeccionan los resultados de la Tabla 2 se puede notar que del total de 32 Grandes Industrias identificadas con el símbolo †, solamente la industria importadora de Equipos de Telecomunicaciones (con elasticidad de -5.22) parece ser sensible a las variaciones del *TCR*. Por otro lado, las 51 industrias restantes de la Tabla 2 corresponden, según al análisis de concentración de Herfindahl, a industrias pequeñas caracterizadas por un nivel de costos fijos bajo (o medio). En este grupo, un total de 7 industrias satisfacen la conjetura de Dixit: Ácidos carboxílicos y sus anhídricos (-2.1); Planchas, hojas, y tiras de plásticos (-3.27); Manufacturas de madera (-2.04); Bombas para líquidos (-2.1); Prendas de vestir no textiles (-2.3); Impresos (-4.37) e Instrumentos musicales y sus partes (-2.68).

A partir de las consideraciones del párrafo anterior se concluye que en número de industrias, las pequeñas son más sensibles a las variaciones del tipo de cambio real. Sin embargo, precisamente por el valor de importaciones que manejan, un 1% de valuación del dólar incrementa las importaciones de las Industrias Grandes en 5.22%, mientras que el incremento promedio de importaciones en las Industrias Pequeñas es de 2.69%. No obstante, en el agregado, las Grandes Industrias incrementan el nivel de las importaciones en 5.22% y las Pequeñas Industrias en 18.86%.

4. Resumen y Conclusiones

En la literatura empírica de Predicción de Flujos de Comercio y Simulación los modelos estimados de importaciones y exportaciones se han basado en datos a nivel agregado. En los últimos años la tendencia ha sido utilizar datos desagregados por industria (o grupos de productos) a fin de determinar el impacto de la devaluación (o valuación) monetaria sobre el comercio bilateral. Los resultados aquí presentados permiten concluir que la utilización de datos agregados ocasiona cierto sesgo en las estimaciones debido a que resultados insignificantes en algún grupo de industrias afectan los resultados esperados en otros sectores;

es decir, algunos sectores pueden resultar sensibles a variaciones del tipo de cambio real, mientras que otros tienen una demanda inelástica al tipo de cambio real.

En la presente investigación, usando datos de comercio desagregados a nivel de industrias y el Análisis de Cointegración, se estimaron Modelos del Valor de las Importaciones y Exportaciones. Esto con la finalidad de responder a la pregunta: ¿Cómo afectan las variaciones del tipo de cambio real al flujo de importaciones y exportaciones de ciertas industrias? En el Modelo de Exportaciones se encontró que un 1% de valuación del dólar frente a la política monetaria china implica una reducción en el largo plazo del nivel de exportaciones de dos grupos de *commodities*: *Productos vegetales en bruto* (9.27%) y *Hojas de madera* (9.48%). Asimismo, en el Modelo de Importaciones, un total de 8 industrias importadoras (véase Tabla 2) son sensibles a variaciones del tipo de cambio real; observándose que un 1% de valuación del dólar incrementa en el largo plazo las importaciones desde China en 3.01%. Así, con estos dos modelos en conjunto, se muestra que un 1% de valuación del dólar deteriora la balanza comercial con China en 6.37%

Además, se determinó que el PIB real es el mayor determinante del incremento de las importaciones desde China, encontrándose que cada 1% de expansión económica implicaría a largo plazo un aumento de las importaciones chinas de 6.21%. Finalmente, los resultados aquí presentados permiten concluir que las variaciones del tipo de cambio real afectan principalmente las Pequeñas Industrias exportadoras e importadoras; mientras que las Grandes Industrias (salvo el caso de *Equipos de Telecomunicaciones*) son insensibles a variaciones del tipo de cambio real.

Apéndice: Definición de Variables y Fuentes de Información

Para llevar a cabo esta investigación se utilizaron datos trimestrales para el período 2000 – 2009. Los datos se obtuvieron de las siguientes fuentes:

- a. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC).
- b. Banco Central del Ecuador (BCE).
- c. Corporación de Promoción de Exportaciones e Inversiones (CORPEI).
- d. National Bureau of Statistics of China (NBSCn).
- e. International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Variables

- X Valor de las exportaciones por clasificación NANDINA. Datos en miles de dólares se obtuvieron de fuente b y c.

M	Valor de las importaciones por clasificación NANDINA. Datos en miles de dólares se obtuvieron de fuente b y c.
Y_{EC}	PIB Real. Datos en miles de dólares del 2000 se obtuvieron de fuente b.
Y_{CH}	PIB Nominal. Datos en cientos de millones de yuan se obtuvieron de fuente c.
IPC_{EC}	Índice de Precios al Consumidor, fuente a.
IPC_{CH}	Índice de Precios al Consumidor, fuente d.
S	Tipo de Cambio Nominal yuan-dólar (dólares de EE.UU. por yuan). Datos promedios trimestrales se obtuvieron de fuente e.

Construcción de Variables

X_{jt} Valor de las exportaciones por código CUCI3rev (Clasificación Uniforme para el Comercio Internacional). Se agruparon los datos utilizando una matriz de equivalencia NANDINA – CUCI3rev a 3 dígitos.

M_{jt} Valor de las importaciones por código CUCI3rev (Clasificación Uniforme para el Comercio Internacional). Se agruparon los datos utilizando una matriz de equivalencia NANDINA – CUCI3rev a 3 dígitos.

Y_{CH} , PIB Real de China a precios del 2000

Una vez convertido el PIB nominal de China en miles de dólares corrientes, una medida de PIB real en el trimestre t y a precios del año 2000 se obtuvo mediante:

$$Y_{CH,t} = \frac{PIB\ nominal_t}{p_t^*}$$

Donde $p_t^* = \ln (IPC_{CH,t} - IPC_{CH,0})$. Se fijó como año base el 2000; es decir, el PIB nominal y el real coinciden en los trimestres de este periodo. Para los periodos subsecuentes se deflacta utilizando la medida p_t^* normalizada en función del valor que toma del IPC en cada uno de los cuatro trimestres del año base 2000 (año 0).

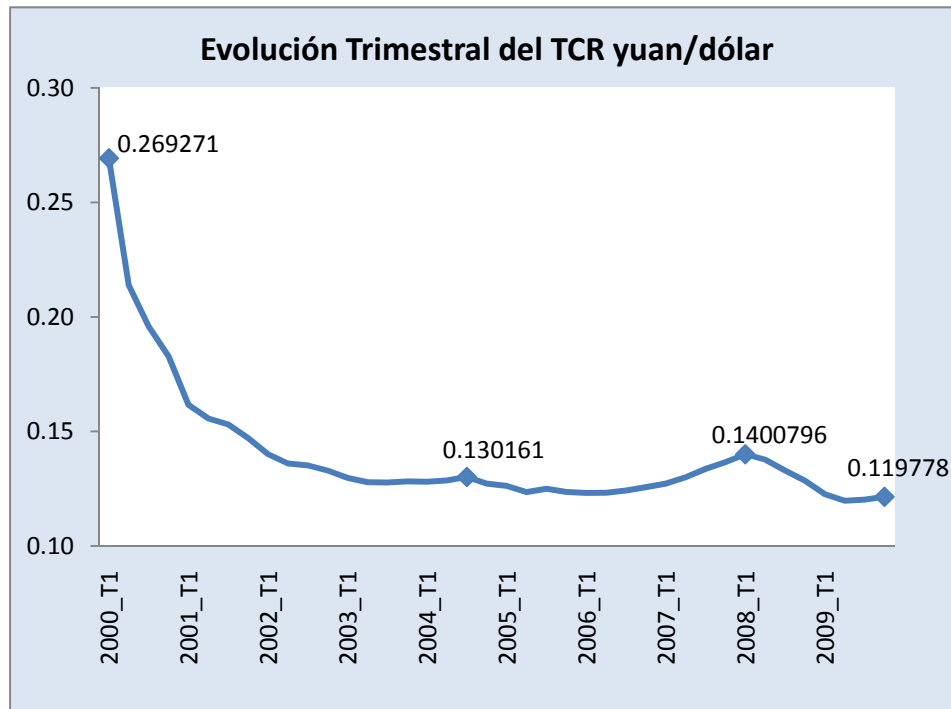
TCR, Tipo de cambio real

Definido de tal manera que una reducción del índice refleje una valuación real del dólar frente el yuan chino.

$$TCR_t = S_t * \frac{IPC_{CH,t}}{IPC_{EC,t}}$$

Es decir, la medida de TCR empleada corresponde a un tipo de cambio nominal ajustado por el nivel de precios de los países involucrados. Al tomar logaritmos se obtiene: $\ln TCR_t = \ln S_t + (\ln IPC_{CH,t} - \ln IPC_{EC,t})$.

Gráfico 1. Evolución Trimestral del Tipo de Cambio Real, TCR. Período 2000:T1 – 2009:T4. La disminución del Índice implica una valuación real del dólar frente al yuan.



El Modelo Generalizado de Corrección de Errores

El punto de partida para derivar el Modelo de Corrección de Errores es el Modelo de Rezagos Distribuidos Autoregresivos (ADL). El Modelo ADL es un modelo flexible para datos de series de tiempo, y a menudo se lo escribe como (considerando el caso de dos variables independientes):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \delta_0 Z_t + \delta_1 Z_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Específicamente, este es un Modelo ADL(1,1,1), donde la notación hace referencia al número de rezagos incluidos en el modelo. Dado que el ADL (1,1,1) tiene una variable dependiente rezagada en el lado derecho, este debería ser estimado consistentemente

por el procedimiento de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) imponiendo una condición de estacionalidad; esto es, que Y_t sea estacionaria.

En este modelo, las estimaciones a corto plazo del efecto de la variable X se estiman mediante β_0 y β_1 ; mientras que las estimaciones a corto plazo para el caso de Z se estiman mediante δ_0 y δ_1 . Los efectos a largo plazo se obtienen del valor esperado incondicional de Y_t . Denótese $y^* = E(Y_t)$ y $x^* = E(X_t)$ para todo t . Si las dos variables varían juntas sin ningún tipo de perturbación, en el largo plazo, convergerán a la siguiente relación de equilibrio:

$$y^* = \alpha_0 + \alpha_1 y^* + \beta_0 x^* + \beta_1 x^* + \delta_0 z^* + \delta_1 z^* + u_t \quad (6)$$

Resolviendo para y^* en términos de x^* y z^* se tiene:

$$y^* = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x^* + \frac{\delta_0 + \delta_1}{1 - \alpha_1} z^* = k_0 + k_1 x^* + k_2 z^* \quad (7)$$

Los valores de k_1 y k_2 representan los coeficientes a largo plazo de X y Z con respecto a Y . Cualquier desviación del equilibrio, $y^* - (k_0 + k_1 x^* + k_2 z^*) \neq 0$, induce nuevamente al equilibrio en el siguiente periodo. Sin embargo, a partir de este modelo no se puede estimar directamente la tasa de retorno al equilibrio. Este resultado se consigue a través de una serie de transformaciones aplicadas al modelo ADL inicial. Considerando nuevamente la Ecuación 5 y tomando la primera diferencia de Y se obtiene:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \delta_0 Z_t + \delta_1 Z_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Luego sumando y restando $\beta_0 X_{t-1} - \delta_0 Z_{t-1}$ en el lado derecho de (8), se consigue:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0 \Delta X_t + (\beta_0 + \beta_1)X_{t-1} + \delta_0 \Delta Z_t + (\delta_0 + \delta_1)Z_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Finalmente, agregando y sustrayendo $(\alpha_1 - 1)X_{t-1} - (\alpha_1 - 1)Z_{t-1}$ en el lado derecho de la Ecuación 9, se obtiene el Modelo Generalizado de Corrección de Errores (MGCE)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(Y_{t-1} - X_{t-1} - Z_{t-1}) + \beta_0 \Delta X_t + \lambda_1 X_{t-1} + \delta_0 \Delta Z_t + \lambda_2 Z_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Donde, $\lambda_1 = \beta_0 + \beta_1 + \alpha_1 - 1$ y $\lambda_2 = \delta_0 + \delta_1 + \alpha_1 - 1$.

El Modelo GECM, a diferencia del Modelo ADL, nos permite conocer que tan rápido el sistema reacciona a cualquier desequilibrio, debido a que $(\alpha_1 - 1)$ es la tasa de corrección de errores.

Al igual que con el Modelo ADL, esta versión transformada también permite obtener los efectos corto y largo plazo. En el Modelo GECM los efectos a corto plazo están representados por λ_1 y $\lambda_2 - \lambda_1 - (\alpha_1 - 1)$. Por sustitución estos efectos a corto plazo se obtienen de $\lambda_1 = \beta_0$ y $\lambda_2 - \lambda_1 - (\alpha_1 - 1) = \beta_1$.

Así mismo, también se puede derivar el efecto a largo plazo a partir de la Ecuación 10. Este efecto a largo plazo se obtiene de k_1 y k_2 derivadas en la Ecuación 7 y utilizando los resultados del Modelo MGCE presentado en la Ecuación 10.

$$k_1 = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} = -\frac{\lambda_1 - (\alpha_1 - 1)}{(\alpha_1 - 1)} \quad (11)$$

$$k_2 = \frac{\delta_0 + \delta_1}{1 - \alpha_1} = -\frac{\lambda_2 - (\alpha_1 - 1)}{(\alpha_1 - 1)} \quad (12)$$

Referencias

- [1] Haynes, Stephen E., Michael M. Hutchison, and Raymond F. Mikesell. 1986. U.S.-Japanese bilateral trade and the yen-dollar exchange rate: An empirical analysis. *Southern Economic Journal*.
- [2] Mohsen Bahmani-Oskooe and Zohre Ardalani. 2006. Exchange rate sensitivity of U.S. Trade Flows: Evidence from industry data. *Southern Economic Journal*.

[3] Pesaran, Hashen M., Yongcheol Shin, and Richard J. Smith. 2001. Bounds testing approach to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*.

[4] Keele Luke. 2004. Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data. Oxford: Department of Politics and International Relations.

[5] Hamilton James D. 2004. Time Series Analysis. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.