CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A. C.

CORRESPONDENCIA ENTRE EL PRECIO DE LAS ACCIONES Y SUS ADRS Y SU RELACIÓN CON EL TIPO DE CAMBIO.

T E S I N A

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE

MAESTRO EN ECONOMÍA

PRESENTA

MANUEL ALEJANDRO BUSTOS MANRÍQUEZ.

DIRECTOR DE LA TESINA

DR. DANIEL VENTOSA SANTAULÀRIA.

MÉXICO, D.F. JUNIO 2015

Indice

1 Introducción y revisión de la literatura. 4

1.1 Introducción. 4

1.2 Revisión de la literatura sobre ADRs. 4

2 Metodología. 7

2.1 Introducción. 7

2.2 Pruebas de Raíz Unitaria. 8

2.2.1 La prueba de Dickey-Fuller. 8

2.2.2 Otras Pruebas de Raíz Unitaria. 11

2.3 Pruebas de Cointegración. 11

2.3.1 La Prueba de Engle y Granger. 11

2.3.2 La Prueba de Johansen. 13

2.4 El Modelo de Corrección de Error. 17

2.4.1 Definición. 17

2.4.2 Evaluación del Modelo. 19

2.4.3 Exogeneidad Débil, Fuerte y Granger causalidad. 20

2.5 Pruebas que consideran quiebres estructurales. 20

2.5.1 La prueba de Kapetanios. 20

2.5.2 La Prueba de Bai Perron. 24

3 Análisis empírico. 28

3.1 Descripción de los datos. 28

3.2 Resultados de las pruebas de Raíz Unitaria. 31

3.3 Resultados de la Prueba de Kapetanios. 34

3.4 Comentario sobre los resultados para el Tipo de Cambio Nominal. 36

3.5 Resultados de la Prueba de Bai-Perron. 36

3.6 Resultados de la Prueba de Engle y Ganger. 40

3.7 Resultados de la Prueba de Johansen. 41
3.8 Estimación del MCE 42
3.9 Resumen de los resultados de Cointegración y MCE. 44
3.10 Pruebas de Autocorrelación, Homoscedasticidad y Normalidad. 46
3.10.1 Gráficas QQ. 47
3.11 Exogeneidad débil, fuerte y Granger Causalidad. 49

4 Conclusiones. **51**

1 Introducción y revisión de la literatura.

1.1 Introducción.

Los ADR (American Depositary Receipts) son acciones de una empresa no-estadounidense denominadas en moneda foránea y retenidas por un inversionista institucional con el propósito de tener el derecho de emitir un activo equivalente en dólares americanos (Gómez 2014). Los ADR´s fueron introducidos en 1927 por JP Morgan, mediante acciones de compañías que cotizaban en Bolsas foráneas a los mercados estadounidenses, y fueron creados para permitir a los inversionistas americanos diversificar portafolios con instrumentos internacionales (Alsayed y McGroarty (2012)).

El presente trabajo se centra en el análisis de las acciones de algunas empresas mexicanas que cotizan en bolsas estadounidenses bajo la forma de un ADR. Este tipo de estudios se han realizado generalmente en el caso de economías desarrolladas, por lo que los resultados podrían diferir en el caso de México. El objetivo de este trabajo es analizar si considerando la presencia de quiebres estructurales, existen relaciones de cointegración entre los precios de una acción y su ADR correspondiente, y si éstos a su vez tienen alguna relación con el tipo de cambio nominal.

1.2 Revisión de la literatura sobre ADRs.

El trabajo previo sobre relaciones entre ADRs y acciones subyacentes se ha centrado generalmente en las posibilidades de arbitraje dentro de los mercados industrializados. En economía y finanzas, arbitraje es la práctica de tomar ventaja de una diferencia de precio entre dos o más mercados: realizar una combinación de transacciones complementarias que capitalizan el desequilibrio de precios. Por medio de arbitraje, los participantes en el mercado pueden lograr una utilidad instantánea y libre de riesgo.

Alaganar y Bhar (2001) investigan si existen oportunidades de arbitraje entre ADRs y sus acciones subyacentes en el mercado Australiano, y su metodología consiste en comparar los

portafolios ponderados (local y extranjero). Encuentran que en general, los precios de las acciones subyacentes y los ADRs son los mismos, es decir, que no existen oportunidades de arbitraje.

Similarmente, Kim et al. (2000) estudian las relaciones causales entre ADRs y acciones subyacentes de varios mercados desarrollados. En general, los estudios sobre los mercados desarrollados encuentran transmisiones de precios de las acciones subyacentes a los ADRs de corta duración, unidireccionales y causales. En particular, ellos encuentran transmisiones de los precios de las acciones subyacentes a los ADRs causales y unidireccionales, y con poca influencia del tipo de cambio o el mercado estadounidense. Más aún, la transmisión de precios típicamente dura sólo por un día. Por otro lado, Lieberman et al. (1999) compara directamente los precios (en logaritmos) de las acciones subyacentes Israelíes y sus ADRs. Ellos encuentran que las transmisiones de precios son más fuertes de las acciones subyacentes a los ADRs, pero sin que existan oportunidades de arbitraje.

Como se comentó anteriormente, los trabajos realizados sobre cointegración entre ADRs y sus acciones subyacentes generalmente se centran en las posibilidades de arbitraje dentro de mercados desarrollados. Sin embargo Hunter (2003) analiza relaciones lineales y no lineales entre ADRs, acciones subyacentes y tipo de cambio en mercados emergentes. Se concluye que en el caso de México, existen relaciones lineales significativas, bidireccionales y causales entre los ADRs y sus acciones subyacentes. Más aún, encuentra relaciones significativas entre estas variables y el tipo de cambio.

Sin embargo dicho trabajo no considera la presencia de quiebres estructurales. Dadas las implicaciones que la presencia de estos quiebres podría generar en la estimación y conclusiones de su análisis, consideramos importante integrar la posibilidad de estos quiebres.

Es importante aclarar cuáles son los problemas que la presencia de quiebres estructurales podría causar en el análisis, si éstos no son considerados. En particular, las pruebas de raíz unitaria que serán mencionadas posteriormente proveen resultados severamente sesgados bajo la hipótesis de tendencia estacionaria en la presencia de quiebres estructurales: Las pruebas de Dickey-Fuller “sobre-aceptan” la hipótesis nula de raíz unitaria cuando existe

un quiebre en tendencia o nivel en el proceso. Además, “sobre-rechazan” la hipótesis nula cuando existe un quiebre en tendencia, nivel o varianza en el proceso de raíz unitaria.

Sin embargo, existen varias alternativas disponibles. Perron (1989) sugirió el uso de una prueba tipo Dicky-Fuller con quiebres en algún punto, nivel o tendencia. Sin embargo las fechas de quiebre deberían ser especificadas por el investigador, lo cual representa un problema práctico ya que es muy probable que él mismo desconozca en qué punto ocurre realmente el quiebre.

Por otra parte, Zivot y Andrews (1992) proponen modificar la prueba de Dickey-Fuller en la misma dirección que Perrón, sólo que ellos permiten que la fecha de quiebre sea determinada endógenamente, aunque su prueba permite un solo quiebre bajo la hipótesis alternativa, y excluye la posibilidad de un quiebre bajo la hipótesis nula de raíz unitaria.

2 Metodología.

2.1 Introducción.

Un método ampliamente utilizado en el análisis de las relaciones a largo plazo entre mercados financieros es el de cointegración. Este concepto fue originariamente introducido por Granger (1981) y Engle y Granger (1987) y numerosos estudios han utilizado esta técnica para determinar las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales. El planteamiento original de Engle y Granger (1987) para analizar la existencia de cointegración ha tenido sucesivos refinamientos (Pilar 2004): entre ellos Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

Por tanto, la primera etapa consiste en un análisis de cointegración entre los precios de los ADRs y las acciones subyacentes para cada una de las compañías. Además, se determinará la relación de corto plazo entre estas variables, dada por el modelo de corrección de error.

Para determinar el orden de integración se hará un uso extensivo de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (1979). La prueba original de Dickey-Fuller distingue entre la hipótesis nula de raíz unitaria y alternativas de estacionariedad. Se emplearán así mismos otras pruebas bien conocidas de raíz unitaria como son: La prueba KPSS, la prueba aumentada de Dickey-Fuller y la Prueba de Phillips-Perron.

La segunda etapa consiste en extender el análisis de cointegración para incorporar, además de los precios de los ADRs y sus acciones subyacentes, el tipo de cambio nominal. Se empleará tanto la metodología de Engle y Granger como la de Johansen. La finalidad de esta extensión es utilizar el modelo de corrección de error para estudiar la relación de estas series con el tipo de cambio nominal.

2.2 Pruebas de Raíz Unitaria.

2.2.1 La prueba de Dickey-Fuller.

Consideremos el siguiente proceso autoregresivo de orden p:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + ... + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{1}$$

Sumando y restando $a_p y_{t-p+1}$ en la ecuación (1) obtenemos:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + ... + \left(a_{p-1} + a_p\right) y_{t-p+1} - a_p \triangle y_{t-p+1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

Ahora, sumando y restando $\left(a_{p-1} + a_p\right) y_{t-p+2}$ en la ecuación (2) obtenemos:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + ... - \left(a_{p-1} + a_p\right) \triangle y_{t-p+2} - a_p \triangle y_{t-p+1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

Continuando de esta manera obtenemos:

$$\triangle y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{4}$$

donde $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^{p} a_i\right)$ y $\beta_i = -\sum_{j=1}^{p} a_j$.

En la ecuación (4) el coeficiente de interés es γ. Si $\gamma = 0$, la ecuación estaría expresada enteramente en primeras diferencias y tendría entonces una raíz unitaria.

Dickey y Fuller (1979) consideran tres especificaciones diferentes que pueden ser empleadas para probar la presencia se una raíz unitaria, las cuales están dadas por los siguientes procesos autoregresivos:

$$\triangle y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$\triangle y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{6}$$

$$\triangle y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \triangle y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

A éstas pruebas que utilizan rezagos de las diferencias $\{\triangle y_t\}$ se les llama Pruebas de Dickey-Fuller Aumentadas.

La diferencia entre las tres regresiones es la presencia de los elementos determinísticos a_0 y $a_2 t$. Bajo la hipótesis nula $\gamma = 0$, en la ecuación (6) se agrega un intercepto o término de deriva, y en la ecuación (7) se incluyen tanto un intercepto como una tendencia temporal lineal.

El parámetro de interés en todas las regresiones es γ. Si $\gamma = 0$, la secuencia $\{y_t\}$ contiene una raíz unitaria. La prueba involucra estimar una (o más) de las ecuaciones antes mencionadas usando Mínimos Cuadrados Ordinarios para obtener las estimaciones de γ y su error estándar asociado. Al comparar el t-estadístico (el valor estimado de γ entre su error estándar) con los valores apropiados reportados en las tablas de Dickey-Fuller, es posible determinar si existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula $\gamma = 0$.

La metodología es exactamente la misma independientemente de cuál de las tres ecuaciones sea estimada. Sin embargo, los valores críticos para los t-estadísticos sí dependen de la forma de la regresión (es decir, de si se incluye a_0 y/o $a_2 t$). Cabe mencionar que una inspección gráfica de la serie podría sugerir que existe poca evidencia para incluir una tendencia temporal, por lo que podría evitarse la estimación de la ecuación (7). Dickey y Fuller (1979) encuentran a partir de un estudio Montecarlo que los valores críticos para $\gamma = 0$ dependen de la forma de la regresión y del tamaño de la muestra. Denotaremos por τ, τ_μ y τ_τ los estadísticos apropiados para ser empleados en las ecuaciones (5), (6) y (7), respectivamente.

Dickey y Fuller (1981) proporcionan tres estadísticos F adicionales (denotados por ϕ_1, ϕ_2 y ϕ_3) para probar hipótesis conjuntas en los coeficientes. Si estimamos la ecuación (6), el estadístico ϕ_1 se utiliza para probar la hipótesis nula $a_0 = \gamma = 0$. En cambio, si estimamos la ecuación (7), el estadístico ϕ_2 se utiliza para probar la hipótesis nula $a_0 = \gamma = a_2 = 0$, mientras que el estadístico ϕ_3 se utiliza para probar la hipótesis nula $\gamma = a_2 = 0$.

Los estadísticos ϕ_1 , ϕ_2 y ϕ_3 se construyen exactamente de la misma manera que los

estadísticos F ordinarios:

$$\phi_i = \frac{[SSR_r - SSR_{ur}]/r}{SSR_{ur}/(T-k)} \tag{8}$$

donde:

SSR_r y SSR_{ur}= suma de los cuadrados de los residuos en el modelo restringido y no restringido, respectivamente.

r = número de restricciones.

T = número de observaciones usables.

k = número de parámetros estimados en el modelo no restringido.

Nótese que $T-k$ son los grados de libertad en el modelo no restringido, y r es la diferencia entre los grados de libertad en el modelo restringido y los grados de libertad en el modelo no restringido. Al comparar el valor calculado de ϕ_i con el valor apropiado reportado en Dickey y Fuller (1981), es posible determinar el nivel de significancia al cual la restricción no se satisface. La hipótesis nula es que los datos son generados por el modelo restringido y la hipótesis alternativa es que los datos son generados por el modelo no restringido. Si la restricción se satisface, SSR_r y SSR_{ur} deberían ser similares, y por lo tanto ϕ_i debería ser un valor pequeño. Entonces, grandes valores de ϕ_i sugieren que la restricción no se satisface, y por lo tanto un rechazo de la hipótesis nula.

Finalmente, la prueba de Dickey-Fuller asume que los errores son independientes y que tienen una varianza constante. Ya que no conocemos el verdadero proceso generador de datos, se pueden presentar ciertas complicaciones. Algunas de ellas son:

1. No podemos estimar propiamente γ y su error estándar a menos que todos los términos autoregresivos estén debidamente incluídos en la ecuación estimada. Por ejemplo, la regresión simple $\triangle y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ es inadecuada si el verdadero proceso está descrito por la ecuación (4). Ya que el verdadero orden del proceso autoregresivo es desconocido, el problema consiste en seleccionar adecuadamente el número de rezagos.

2. La prueba de Dickey-Fuller considera sólo una raíz unitaria. Sin embargo, una autoregresión de orden p tiene p raíces características. Si existen $d \leq p$ raíces unitarias, la serie necesita ser diferenciada d veces para ser estacionaria.

3. Podrían existir quiebres estructurales en los datos, los cuales pueden transmitir una aparente tendencia en los datos.

2.2.2 Otras Pruebas de Raíz Unitaria.

Para determinar la presencia de raíz unitaria en las series de interés, se emplearán pruebas adicionales a la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF). La prueba ADF-GLS es una variante de la prueba aumentada de Dickey-Fuller. La diferencia radica en que para eliminar la tendencia de la serie (detrending), se emplea el procedimiento GLS sugerido por Elliott, Rothenberg and Stock (1996). Esto otorga un mayor poder a la prueba que la aproximación estándar de Dickey Fuller. Se considera también la prueba de Phillips Perron (PP). En ambas pruebas la hipótesis nula se refiere a la presencia de raíz unitaria, y es posible incluir tanto una constante como una tendencia lineal en la especificación. La prueba KPSS se refiere a la prueba de estacionariedad de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992). A diferencia de las anteriores, la hipótesis nula en esta prueba es que la serie es estacionaria. Es posible incluir también una tendencia lineal sobre el tiempo, con lo que la hipótesis nula es entonces que la serie es estacionaria alrededor de dicha tendencia lineal.

2.3 Pruebas de Cointegración.

2.3.1 La Prueba de Engle y Granger.

Un método ampliamente utilizado en el análisis de las relaciones a largo plazo entre mercados financieros es el de cointegración. Este concepto fue originariamente introducido por Granger (1981) y Engle y Granger (1987) y numerosos estudios han utilizado esta técnica para determinar las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales. El planteamiento original de Engle y Granger (1987) para analizar la existencia de cointegración ha tenido

sucesivos refinamientos: entre ellos Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990).

Explicaremos ahora el procedimiento de la prueba de Engle y Granger. Consideremos dos variables $\{y_t\}$, $\{z_t\}$ las cuales creemos que son cointegradas de orden 1 y sobre las cuales queremos determinar si existe una relación de equilibrio en el largo plazo. Engle y Granger (1987), proponen una prueba directa para determinar si dos variables son cointegradas de orden (1,1), la cual consiste en los siguientes pasos.

Paso 1:Determinar el orden de integración de cada variable.

Por definición, la cointegración necesita que las variables sean integradas del mismo orden (aunque la definición permite cualquier orden, lo usual es 1). Entonces, el primer paso en el análisis es probar previamente el orden de integración de cada variable. La prueba de Dickey-Fuller y/o la prueba aumentada de Dickey-Fuller pueden ser usadas para inferir la existencia de raíz unitaria (si la hay) en cada una de las variables. Si las variables son integradas de diferente orden, es posible concluir que no están cointegradas.

Paso 2: Estimar la relación de equilibrio de largo plazo.

Si los resultados del paso 1 indican que ambas variables $\{y_t\}$, $\{z_t\}$ son $I(1)$, el siguiente paso es estimar la relación en equilibrio a largo plazo de la forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \tag{9}$$

Si las variables son cointegradas (si existe el vector cointegrante $(1, -\beta_0, -\beta_1)$), el estimador por OLS de los parámetros es "super-consistente" (es decir, converge más rápido que los estimadores consistentes).

Paso 3: Determinar si las variables están cointegradas.

Denotemos la secuencia de residuos de la ecuación anterior por $\{\hat{e}_t\}$. Entonces, $\{\hat{e}_t\}$ es la serie de los residuos estimados de la relación en el largo plazo. Si se encuentra que esas desviaciones del equilibrio en el largo plazo son estacionarias, las secuencias $\{y_t\}$, $\{z_t\}$ son cointegradas de orden $(1,1)$. Para determinar la estacionariedad de los residuos, se realiza una prueba de Dickey-Fuller.

Consideremos el siguiente proceso $AR(p)$ sobre los residuales:

$$\triangle \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{i+1} \triangle \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t \tag{10}$$

Si se rechaza la hipótesis nula $|a_1| = 0$, podemos concluir que la secuencia de residuos es estacionaria y que las variables son cointegradas.

Así, el parámetro de interés en la ecuación anterior es a_1. Si no podemos rechazar la hipótesis nula $H_0 : a_1 = 0$, podemos concluir que la serie de residuales contiene una raíz unitaria, y por lo tanto, las secuencias $\{y_t\}$ y $\{z_t\}$ no están cointegradas. Para ser más precisos, si no es posible rechazar la hipótesis nula $|a_1| = 0$, no podemos rechazar la hipótesis de que las variables no están cointegradas.

En cambio, el rechazo de la hipótesis nula $H_0 : a_1 = 0$ implica que la secuencia de residuales es estacionaria. En este caso, podemos concluir que las series son cointegradas de orden $(1,1)$. Cabe aclarar que ya que en general tendremos los residuos $\{\hat{e}_t\}$ y no los errores originales $\{e_t\}$ de la ecuación cointegrante (9), se deben utilizar tablas de la prueba Dickey-Fuller cuyos valores críticos consideren esta variación.

2.3.2 La Prueba de Johansen.

La prueba de Johansen (1988) se basa en la relación entre el rango de una matriz y sus raíces características, también llamados valores propios. Para describir su procedimiento, consideremos el siguiente $VAR(p)$:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{11}$$

de modo que

$$\triangle x_t = (A_1 - I) x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{12}$$

$$= \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{13}$$

donde

- $x_t =$ vector de variables, de dimensión $(n \times 1)$.
- $\varepsilon_t =$ vector de errores, de dimensión $(n \times 1)$.
- $A_1 =$ matriz de parámetros, de dimensión $(n \times n)$.
- $I =$ matriz identidad, de dimensión $(n \times n)$
- $\pi = (A_1 - I)$, es una matriz de dimensión $(n \times n)$

El rango de una matriz cuadrada de $(n \times n)$ se define como el número de filas (o columnas) linealmente independientes en la matriz. Se puede mostrar, además, que el rango de π es igual al número de vectores cointegrantes. Haciendo una analogía con el caso univariado, si $(A_1 - I)$ es una matriz de ceros (es decir, si $rango(\pi) = 0$) entonces todas las series $\{x_{it}\}$ son procesos de raíz unitaria. Ya que no existe una combinación lineal de las series $\{x_{it}\}$ que sea estacionaria, las variables no están cointegradas. Dejando de lado la posibilidad de raíces características mayores a la unidad, y si $rango(\pi) = n$, entonces la ecuación (13) representa un sistema convergente de ecuaciones en diferencia, donde todas las variables son estacionarias.

Una posible generalización a la especificación de la ecuación (13) es permitir la presencia de un término de deriva:

$$\triangle x_t = A_0 + \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{14}$$

donde $A_0 = (a_{10}, a_{20}, ..., a_{n0})'$ es un vector de constantes, de dimensión $(n \times 1)$. El efecto de incluir A_0 es permitir la posibilidad de una tendencia lineal en el proceso generador de datos.

Sin embargo, es posible restringir los valores de A_0 de tal manera que se incluya una constante en el vector cointegrante. Por ejemplo, si $rango(\pi) = 1$, las filas de π difieren sólo por un escalar, de tal manera que es posible reescribir la ecuación (14) como:

$$\triangle x_{1t} = a_{10} + \pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + ... + \pi_{1n} x_{nt-1} + \varepsilon_{1t} \tag{15}$$

$$\begin{aligned}
\triangle x_{2t} &= a_{20} + s_2\left[\pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + ...+\pi_{1n}x_{nt-1}\right] + \varepsilon_{2t} && (16)\\
&\vdots && (17)\\
\triangle x_{nt} &= a_{n0} + s_n\left[\pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + ...+\pi_{1n}x_{nt-1}\right] + \varepsilon_{nt} && (18)
\end{aligned}$$

donde s_i son los escalares que satisfacen $s_i\pi_{1j} = \pi_{ij}$.

Si los términos a_{i0} son restringidos de tal manera que $a_{i0} = s_i a_{10}$, entonces el sistema puede ser reescrito con una constante incluída en el vector cointegrante:

$$\begin{aligned}
\triangle x_{1t} &= \left[a_{10} + \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + ...+\pi_{1n}x_{nt-1}\right] + \varepsilon_{1t} && (19)\\
\triangle x_{2t} &= s_2\left[a_{10} + \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + ...+\pi_{1n}x_{nt-1}\right] + \varepsilon_{2t} && (20)\\
&\vdots && (21)\\
\triangle x_{nt} &= s_n\left[a_{10} + \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + ...+\pi_{1n}x_{nt-1}\right] + \varepsilon_{nt} && (22)
\end{aligned}$$

Además, tal como en la especificación de la prueba de Dickey-Fuller, el modelo multivariado puede ser también generalizado para permitir un proceso autoregresivo de orden superior. Considerese la siguiente especificación:

$$\triangle x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + ... + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \tag{23}$$

Tal como en el desarrollo de la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF), bajo ciertas manipulaciones sobre la ecuación (23) es posible obtener:

$$\triangle x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \triangle x_{t-i} + \varepsilon_t \tag{24}$$

donde $\pi = -\left[I - \sum_{i=1}^{p} A_i\right]$ y $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$.

Nuevamente, la caracteristica importante de la ecuación (24) es el rango de π, que es igual al número de vectores cointegrantes linealmente independientes. Si $rango\,(\pi) = 0$, la matriz es cero y la ecuación (24) describe un VAR en primeras diferencias. Por otro lado, si

$rango(\pi) = n$, todas las variables del vector x_t son estacionarias. Como caso intermedio, si $rango(\pi) = 1$, existe un solo vector cointegrante y la expresión πx_{t-1} representa el término de corrección de error. Para el resto de los casos en los cuales $1 < rango(\pi) < n$, existen múltiples vectores cointegrantes.

Cabe mencionar que aún cuando la especificación de la prueba de Johansen se presenta para el caso general, nosotros utilizaremos el caso particular $n = 2$. De esta manera, las diferentes opciones para el $rango(\pi)$ son:

- Si $rango(\pi) = 0$, cada variable es un proceso de raíz unitaria, pero no están cointegradas.
- Si $rango(\pi) = 1$, cada una de las variables es raíz unitaria, y existe una combinación lineal de ellas que es estacionaria. Es decir, las variables son cointegradas de orden (1,1).
- Si $rango(\pi) = 2$, todas las variables son estacionarias.

Tal como se mencionó anteriormente, el número de vectores cointegrantes es igual al rango de π, que a su vez es igual al número de valores propios de π distintos de cero. Por tanto, es posible estimar el número de vectores cointegrantes linealmente independientes verificando la significancia de los valores propios de π. Supongamos que obtenemos los valores propios de π , de tal manera que $\lambda_1 > \lambda_2 > ... > \lambda_n$. Si las variables no están cointegradas, el rango de π es cero, y todos los valores propios serán igual a cero. Entonces, $ln(1-\lambda_i) = ln(1) = 0$ para $i = 1,...,n$. Similarmente, si el rango de π es cero, $ln(1-\lambda_1)$ será negativo, y el resto de las expresiones $ln(1-\lambda_i)$ para $i \geq 2$ serán iguales a cero.

En la práctica sólo es posible obtener estimadores de π y de sus valores propios. Para determinar el número de valores propios que son estadísticamente distintos de cero, se pueden emplear los siguientes estadísticos:

$$\lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} ln\left(1-\hat{\lambda}_i\right) \tag{25}$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\, ln\left(1 - \hat{\lambda}_{r+1}\right) \tag{26}$$

donde $\hat{\lambda}_i$ es el estimador del $i-$ésimo valor propio, obtenido de la estimación de π.

Las hipótesis consideradas para cada uno de los estadísticos antes definidos son:

$$\lambda_{traza}(r) : H_0 : c \leq r \;\; \text{contra} \;\; H_a : c > r \tag{27}$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) : H_0 : c = r \;\; \text{contra} \;\; H_a : c = r+1 \tag{28}$$

donde c es el número de vectores cointegrantes linealmente independientes.

Es decir, para el primer estadístico se considera como hipótesis nula que el número de vectores cointegrantes es menor o igual que r, contra una hipótesis alternativa general. De la discusión previa, puede notarse que λ_{traza} será cercano a cero si los estimadores de los valores propios lo son. Entre más lejanos se encuentren los estimadores de los valores propios de cero, más negativas serán las expresiones $ln(1-\lambda_i)$, y mayor el estadístico λ_{traza} . Por otro lado, para el segundo estadístico se considera la hipótesis nula de que el número de vectores cointegrantes es r, contra la alternativa de $r+1$ vectores cointegrantes. De nuevo, el si los valores propios estimados son cercanos a cero, el estadístico λ_{max} será pequeño.

2.4 El Modelo de Corrección de Error.

2.4.1 Definición.

Uno de los objetivos del presente trabajo es estimar un Modelo de Corrección de Error (MCE) para las variables de interés. El Teorema de Representación de Granger nos dice que si tenemos un conjunto de variables $I(1)$ (o de raíz unitaria), están variables son cointegradas de orden (1,1) sí y sólo si admiten una representación de corrección de error. Es decir, si pueden ser representadas mediante un modelo que permita "corregir" los "errores", entendidos como

desviaciones del equilibrio de largo plazo. Si las variables son cointegradas, esta relación de equilibrio viene dada por el vector cointegrante. Es decir, ya que la combinación lineal de las variables dada por dicho vector es estacionaria, los residuales de esta relación son estacionarios. Por tanto, desviaciones de la relación de largo plazo (residuales diferentes a cero) deberían eventualmente desaparecer, regresando el sistema a la relación de equilibrio.

Por tanto, si las variables $\{y_t\}$ y $\{z_t\}$ son $CI(1,1)$, pueden ser representadas mediante el modelo de corrección siguiente:

$$\triangle y_t = \alpha_1 + \alpha_y [y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{11}(i) \triangle y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{12}(i) \triangle z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \tag{29}$$

$$\triangle z_t = \alpha_2 + \alpha_z [y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{21}(i) \triangle y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{22}(i) \triangle z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \tag{30}$$

donde β_1 es el parámetro del vector cointegrante dado en la ecuación (9), ε_{yt} y ε_{zt} representan errores (los cuales pueden estar correlacionados), y α_1, α_2, α_y, α_z, $\alpha_{11}(i)$, $\alpha_{12}(i)$, $\alpha_{21}(i)$ y $\alpha_{22}(i)$ son todos parámetros.

Nótese que las variables consideradas anteriormente son $I(1)$. Sin embargo, si deseamos incluir una variable x_t estacionaria en el modelo (como será el caso para el Tipo de Cambio), es posible añadir una variable exógena en el modelo. Así, podemos generalizar el modelo anterior de la siguiente manera:

$$\triangle y_t = \alpha_1 + \alpha_y [y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{11}(i) \triangle y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{12}(i) \triangle z_{t-i} + \delta_1 x_t + \varepsilon_{yt} \tag{31}$$

,

$$\triangle z_t = \alpha_2 + \alpha_z [y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{21}(i) \triangle y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{22}(i) \triangle z_{t-i} + \delta_2 x_t + \varepsilon_{zt} \tag{32}$$

Los términos $\alpha_y [y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}]$ y $\alpha_z [y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}]$ se denominan términos de corrección de error, y permiten al modelo corregir las desviaciones del equilibrio de largo plazo incurridas en el periodo anterior. Los parámetros de ajuste α_y y α_z determinan la magnitud y

la dirección de dicho ajuste. La dinámica del modelo depende de los parámetros, los cuales pueden ser estimados por mínimos cuadrados ordinarios. Por ejemplo, suponga que en el periodo $t-1$ ocurre una desviación, de tal manera que $[y_{t-1} - \alpha - \beta z_{t-1}] > 0$. Para regresar a la relación de equilibrio de largo plazo (es decir, para que $[y_t - \alpha - \beta z_t] = 0$ en periodos posteriores), debe darse al menos uno de los siguientes efectos: que y_t disminuya en los siguientes periodos, o que z_t aumente. Esto equivale a que $\triangle y_t < 0$ y $\triangle z_t > 0$ en al menos un periodo posterior. Por tanto, si α_y es negativo y/o α_z positivo, el modelo puede realizar esta corrección y eventualmente regresar a la relación de largo plazo. Es importante mencionar que pueden darse otros casos igualmente válidos, como por ejemplo ambos α_y y α_z negativos, siempre y cuando el valor absoluto y/o la significancia de α_y sea suficientemente mayor que la de α_z, de tal manera que se dé la corrección de la desviación.

2.4.2 Evaluación del Modelo.

Una vez que se ha realizado la estimación del modelo, es importante determinar si la estimación es apropiada. Dos procedimientos para ellos son los siguientes:

- Realizar pruebas sobre los residuos del modelo. Se puede verificar si los residuos de ambas ecuaciones del modelo de corrección de error son aproximadamente un ruido blanco. Es decir, se pueden realizar prueba de autocorrelación y homoscedasticidad sobre los residuos, así como pruebas de normalidad.

- Verificar los parámetros de ajuste α_y y α_z, los cuales deben satisfacer las condiciones antes mencionadas, de tal modo que tengan las implicaciones adecuadas en la dinámica del modelo. Al menos uno de los parámetros α_y ó α_z debe ser significativamente diferente de cero si las variables están cointegradas. De otro modo no existe una corrección de error, y las ecuaciones (31) y (32) en realidad describen simplemente un VAR en primeras diferencias.

2.4.3 Exogeneidad Débil, Fuerte y Granger causalidad.

En un sistema cointegrado, si una variable no responde a las desviaciones de la relación de largo plazo, se dice que es débilmente exógena. En el modelo de corrección de errror expuesto anteriormente, esto significa que y_t es débilmente exógena, o presenta exogeneidad débil, si $\alpha_y = 0$. Análogamente, z_t es débilmente exógena si $\alpha_z = 0$. Cabe mencionar que la exogeneidad débil es una condición necesaria, pero no suficiente, para exogeneidad fuerte.

Más aún, si en el modelo de corrección de error $\alpha_z = 0$ y $\alpha_{21}(i) = 0$ para todo i, decimos que $\{\triangle y_t\}$ no Granger causa $\{\triangle z_t\}$. Por lo tanto diremos que $\{z_t\}$ es fuertemente exógena si es débilmente exógena, y además, no existe evidencia de Granger causalidad de $\{\triangle y_t\}$ a $\{\triangle z_t\}$. La definición de exogeneidad fuerte es análoga para $\{y_t\}$.

2.5 Pruebas que consideran quiebres estructurales.

Describiremos ahora algunas pruebas de raíz unitaria que emplearemos en nuestro análisis, las cuáles consideran quiebres estructurales. La intención de utilizar estas pruebas es identifica aquellas series que muestran evidencia de poseer una raíz unitaria, tanto bajo pruebas que consideran quiebres estructurales como bajo aquellas que no lo hacen. Es decir, únicamente buscamos probar si existe raíz unitaria con y sin quiebres estructurales. En análisis de cointegración posterior no considera quiebres, pero se realizará solamente sobre aquellas series que muestren poseer una raíz unitaria bajo ambos tipos de pruebas. En particular, mostraremos que el considerar quiebres (Kapetanios) nos permite descartar al tipo de cambio como raíz unitaria.

2.5.1 La prueba de Kapetanios.

Parte de la investigación enfocada en encontrar evidencia a favor o en contra de la hipótesis de raíz unitaria se ha concentrado en considerar la presencia de quiebres estructurales. Dentro de este contexto, es especialmente importante encontrar metodologías que no necesiten asumir un punto de quiebre conocido, sino que por el contrario sean capaces de determinar tales

quiebres estructurales de manera endógena.

Zivot y Andrews (1992) proporcionan una prueba que permite un único quiebre como una alternativa a la hipótesis de raíz unitaria. Lumsdaine y Papell (1997) extienden parte de su trabajo al permitir dos quiebres. Posteriormente, Kapetanios (2005) extiende tales resultados al proporcionar una prueba para una hipótesis de raíz unitaria sin quiebres y con deriva, contra la hipótesis alternativa de un proceso estacionario en tendencia con un número no especificado de quiebres en tendencia y/o en intercepto. Ése número no especificado de quiebres puede ser mayor a dos, siempre y cuando sea menor o igual a un número máximo de quiebres permitidos m. Este procedimiento es computacionalmente menos demandante que el sugerido en Lumsdaine y Papell (1997). Adicionalmente, se evita la necesidad de probar la hipótesis nula de raíz unitaria contra un número especificado de quieres estructurales, lo cual es una condición bastante restrictiva, tal como comentan Lumsdaine y Papell (1997).

El modelo. La prueba propuesta se basa por tanto en los estadísticos t de Dickey-Fuller secuenciales propuestos por Zivot y Andrews (1992) en el caso de un único quiebre. La descripción de la prueba se basa en la especificación del siguiente modelo:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \triangle y_{t\text{-i}} + \sum_{i=1}^{m} \phi_i DU_{it} + \sum_{i=1}^{m} \psi_i DT_{it} + \varepsilon_t \tag{33}$$

donde $1 - \gamma(L)$ contiene sus raíces fuera del círculo unitario. DU_{it} y DT_{it} son variables dummy que representan los quiebres de intercepto y tendencia, respectivamente, y están definidas como:

$$DU_{it} = 1_{\left(t > T_{b,i}\right)} \tag{34}$$

$$DT_{it} = 1_{\left(t > T_{b,i}\right)} \left[t - T_{b,i}\right] \tag{35}$$

donde $T_{b,i} + 1$ denota la fecha del $i-$ésimo quiebre estructural y $1_{()}$ representa la función indicadora, la cual toma el valor de 1 si el argumento de la función es verdadero, y 0 en otro caso. Sea T el número de observaciones disponibles para el modelo anterior. Las fechas de

quiebre serán representadas entonces como $\delta_1 T, \ldots, \delta_m T$, donde $0 < \delta_i < 1$, $i = 1, \ldots, m$ son las fracciones de quiebre, las cuáles serán estimadas de manera endógena.

Para construir la prueba, se definen las siguientes hipótesis. La hipótesis nula es:

$$H_0 : \alpha = 1; \mu_1 = \phi_1 = ... = \phi_m = \psi_1 = ... = \psi_m = 0. \tag{36}$$

Es decir, la hipótesis nula se refiere a la presencia de una raíz unitaria sin quiebres estructurales. Se definen a su vez las siguientes hipótesis alternativas:

$$H_i : \alpha < 1; \phi_{i+1} = ... = \phi_m = \psi_{i+1} = ... = \psi_m = 0. \tag{37}$$

para $i = 1, \ldots, m-1$; y

$$H_m : \alpha < 1. \tag{38}$$

Es decir, que las hipótesis alternativas consideran la presencia de una serie estacionaria con hasta i quiebres.

La intención es construir una prueba para H_0 contra $\bigcup_{i=1}^{m} H_i$. El método involucra estimar el modelo vía mínimos cuadrados ordinarios, y construir el estadístico t del estimador de α para todos las particiones de quiebres posibles para un número de quiebres dado, y para todos los números de quiebres de 1 a m. Finalmente, se toma el ínfimo sobre el conjunto de todos estos estadísticos t. La distribución del ínfimo de estos estadísticos t se sigue de Zivot y Andrews (1992). Más aún, la consistencia de la prueba es garantizada por la estimación consistente de las fracciones de quiebre $\{\delta_i\}$ y el resto de los coeficientes bajo la hipótesis alternativa de quiebres estructurales, mostrada por Bai y Perron (1998).

El cálculo del estadístico. El procedimiento de la prueba se describe a continuación.

- Paso 1. Dado un número máximo de quiebres estructurales m, se inicia la búsqueda de un único quiebre. Se consideran todas las posibles particiones de la muestra, y se almacena el estadístico t de la hipótesis $\alpha = 1$ para cada una de ellas. Denotaremos

como τ^1 a este conjunto de estadísticos t.

- Paso 2. Se elige la fecha de quiebre asociada a la suma de los cuadrados de los residuales (SSR) mínima, la cual está dada por

$$SSR = \sum_{i=k+2}^{T} \left[y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t - \hat{\alpha} y_{t-1} - \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \triangle y_{t\text{-i}} - \hat{\phi}_1 DU_{1t} - \hat{\psi}_1 DT_{1t} \right]^2 \tag{39}$$

  donde k se asume conocida.

- Paso 3. Una vez que se ha impuesto la primera fecha de quiebre estimada en la muestra, se comienza a buscar el siguiente quiebre sobre todas las posibles particiones en las muestras resultantes. Se obtiene entonces el estadístico t de la hipótesis $\alpha = 1$ sobre todas las posibles particiones, y se denota este nuevo conjunto por τ^2.

- Paso 4. Nuevamente, la siguiente fecha de quiebre estimada será aquella que minimice el SSR.

- Paso 5. Se repiten los pasos 3 y 4, hasta que los m quiebres han sido estimados.

- Paso 6. Se define el estadístico de prueba τ^m_{min}, como el ínfimo sobre el conjunto $\tau^m_1 = \tau^1 \bigcup \tau^2 \bigcup ... \bigcup \tau^m$.

Es importante mencionar que la prueba no busca quiebres consecutivos, ni quiebres al inicio o al final de la muestra. La forma de controlar esto es imponiendo un parámetro de "recorte" (trimming) ε, en la búsqueda de cada uno de los quiebres. Este parámetro determina la distancia mínima que se debe tomar respecto a los extremos (inicio y final) de la muestra al iniciar la búsqueda, así como la distancia mínima entre un quiebre y otro. Para determinar el número de rezagos $k+1$, que la prueba considera como dado, se pueden emplear criterios de información estándar (AIC, BIC).

La distribución del estadístico τ^m_{min} que resulta del procedimiento antes descrito depende tanto del número máximo de quiebres m, como de la especificación utilizada. Por ello, distinguiremos entre tres casos:

Caso A: Se asume que $\psi_1 = ... = \psi_m = 0$, tanto bajo la hipótesis nula como la alternativa. Es decir, en este caso se asume que no existen quiebres en tendencia.

Caso B: Se asume que $\phi_1 = ... = \phi_m = 0$. Análogo al anterior, asume que no existen quiebres en el intercepto tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa.

Caso C: Se considera el modelo general bajo la hipótesis alternativa. Es decir, que pueden existir ambos tipos de quiebres.

La tabla 1 fue obtenida de Kapetanios (2005), y muestra los valores críticos del estadístico τ^m_{min} para el Caso C, con un trimming de $\varepsilon = 0.05$ y hasta $m = 5$ quiebres estructurales.

Tabla 1: Valores críticos para la prueba de Kapetanios.

Caso C.	Nivel de significancia.			
m	0.10	0.05	0.025	0.01
1	-4.820	-5.081	-5.297	-5.704
2	-5.847	-6.113	-6.344	-6.587
3	-6.686	-7.006	-7.216	-7.401
4	-7.426	-7.736	-7.998	-8.243
5	-8.016	-8.343	-8.593	-9.039

2.5.2 La Prueba de Bai Perron.

Bai and Perron (1998) consideran aspectos relacionados con la distribución asintotica de los estimadores y las pruebas estadísticas en el modelo lineal con múltiples cambios estructurales. Basados en estos resultados, Bai and Perron (2003) consideran los aspectos prácticos relacionados con las aplicaciones empíricas de tales procedimientos. En dicho trabajo, consideran el problema de la estimación de las fechas de quiebre y presentan un algoritmo eficiente para obtener los mínimos globales de la suma de residuos al cuadrado. El método puede ser aplicado tanto a un modelo de cambios estructurales parciales como a un modelo de cambios estructurales puro.

El modelo y los estimadores. Se considera el siguiente modelo de regresión lineal múltiple con m quiebres estructurales y $m+1$ régimenes:

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\delta_j + u_t \tag{40}$$

con $t = T_{j-1}+1, ..., T_j$ y $j = 1, ..., m+1$.

En este modelo,

- y_t = la variable dependiente.
- x_t = un vector de regresores de dimensiones $p \times 1$.
- z_t = un vector de regresores de dimensiones $q \times 1$.
- β = coeficiente a estimar en el modelo.
- $\delta = (\delta_1, ..., \delta_{m+1})$ = coeficientes a estimar.
- u_t = perturbaciones al tiempo t.

Los puntos de quiebre, $(T_1, ..., T_m)$, son tratados explícitamente como desconocidos. Por convención, $T_0 = 0$ y $T_{m+1} = T$. El propósito de la metodología es estimar los coeficientes desconocidos en la regresión junto con los puntos de quiebre, a partir de T observaciones de y_t, x_t y z_t. El modelo presentado en la Ecuación (40) es un modelo de cambios estructurales parciales, ya que el parámetro β es constante a lo largo de todos los diferentes régimenes, y es estimada usando la muestra completa. Cuando $p = 0$, obtenemos un modelo de cambios estructurales puro, donde todos los coeficientes dependen del régimen.

El método de estimación se basa en el principio de Mínimos Cuadrados Ordinarios, y se describe a continuación. Dada una partición $\{T_j\}_{j=1}^{m}$, para cada combinación de coeficientes β y δ se obtiene la siguiente suma de residuos al cuadrado:

$$SSR_{(T_1,...,T_m)}(\beta, \delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_i]^2 \tag{41}$$

Se definen entonces los estimadores $\hat{\beta}\left(\{T_j\}\right)$ y $\hat{\delta}\left(\{T_j\}\right)$ como aquellos que minimizan dicha expresión:

$$\left(\hat{\beta}\left(\{T_j\}\right), \hat{\delta}\left(\{T_j\}\right)\right) = argmin_{(\beta,\delta)} SSR_{(T_1,...,T_m)}(\beta, \delta) \tag{42}$$

Sea

$$S_T(T_1, ..., T_m) := SSR_{(T_1,...,T_m)}\left(\hat{\beta}\left(\{T_j\}\right), \hat{\delta}\left(\{T_j\}\right)\right) \tag{43}$$

la suma de residuos al cuadrado evaluada en los estimadores de β y δ.

Los puntos de quiebre estimados $\left(\hat{T}_1, ..., \hat{T}_m\right)$ son seleccionados de tal manera que:

$$\left(\hat{T}_1, ..., \hat{T}_m\right) = argmin_{(T_1,...,T_m)} \{S_T(T_1, ..., T_m)\} \tag{44}$$

En resumen, dada una partición, se eligen los estimadores de los coeficientes que minimicen la suma de residuos al cuadrado. Con esto se asocia a cada partición una suma particular. Finalmente, se elige como estimadores de los puntos de quiebre a la partición con la suma de residuos al cuadrado asociada mínima.

Determinando el número de quiebres. Para determinar el número de quiebres en el modelo de la Ecuación (40), se consideran los siguientes estadísticos:

- $supF(k)$: Considera una hipótesis nula $H_0 : m = 0$ de no quiebres estructurales, contra una hipótesis alternativa de $H_a : m = k$ quiebres estructurales.

- UD_{max} y WD_{max} (Pruebas de Doble Máximo): Consideran una hipótesis nula $H_0 : m = 0$ de no quiebres estructurales, contra una hipótesis alternativa $H_a : m \leq M$ de un número de quiebres estructurales desconocido pero acotado superiormente por M.

- $supF_T(l+1 \mid l)$: Considera una hipótesis nula de $H_0 : m = l$ quiebres estructurales, contra una hipótesis alternativa de $H_a : m = l + 1$ quiebres estructurales.

Es posible utilizar además un Procedimiento Secuencial, el Criterio de Información Bayesiano (BIC) y el Criterio Modificado de Schwarz (LWZ) para especificar el número de quiebres en el modelo.

3 Análisis empírico.

La presente sección muestra el análisis empírico sobre una base de datos en particular, que contempla los precios del ADR y de la Acción para 14 compañías en México. Se tiene además la serie para el Tipo de Cambio Nominal dentro de la ventana de tiempo que cotizan dichas empresas. Se muestran los resultados de todas las pruebas antes descritas sobre la base de datos de interés, y se describen las interpretaciones que se deducen de los mismos. El objetivo es estimar el Modelo de Corrección de Error descrito por las ecuaciones (31) y (32).

Para cada una de las i empresas, ($i =$ ASUR, BACHOCO, ... SIMEC, TLEVISA), se consideran las siguientes variables:

- $y_{it} = ADR_{it}$, el Precio del ADR (paquete, en dólares) al tiempo t, para las acciones de la empresa i.
- $z_{it} = ACC_{it}$ el Precio de la Acción (individual, en pesos) al tiempo t, para las acciones de la empresa i.
- $x_t = RTC_t$ La diferencia entre el Tipo de Cambio Nominal en t respecto a la media del Tipo de Cambio (en el régimen correspondiente), obtenida mediante la prueba de Bai-Perron. Esta variable se describirá con mayor detalle en las siguientes secciones.

La intención es determinar la significancia e interpretación de los parámetros α_y, α_z, δ_1 y δ_2 del modelo de corrección de error, para aquellas empresas en las cuales las variables y_{it} y z_{it} muestren evidencia de cointegración.

3.1 Descripción de los datos.

La base de datos se compone básicamente de tres variables: el tipo de cambio al que se puede fondear un individuo o institución financiera (pesos por dólar), el precio ajustado de las acciones mexicanas en pesos, y el precio ajustado de los ADRs en dólares para cada una de las compañías analizadas. Todos los datos son diarios (de lunes a viernes), y la ventana de tiempo

para cada una de las empresas va desde la fecha en la que dicha empresa comenzó a cotizar, hasta el 31 de marzo del 2014. Los datos fueron obtenidos de Gómez (2014), quien refiere que cada una de estas variables fue obtenida de una fuente distinta. En primer lugar, el precio de las acciones mexicanas fue obtenido de Infosel Financiero donde se recuperaron las columnas de precios ajustados al cierre y volumen. En segundo lugar, el precio de los ADR se obtuvo de Morningstar Investment Research Center, de donde se recuperó la columna de precio al cierre y del volumen. Finalmente, el tipo de cambio es medido por medio del indicador financiero USDMXN que fue obtenido de una estación de Bloomberg. Es importante mencionar que los ADR no necesariamente mantienen una equivalencia 1:1 con sus acciones subyacentes. Por ejemplo, un ADR de Cemex equivale a $N = 10$ acciones de Cemex en México. Estas equivalencias se obtienen de los reportes trimestrales y de las formas F-20 de cada empresa.

Las empresas incluídas en esta base de datos son aquellas que al 31 de Marzo de 2014 continuaban cotizando tanto en México como en EE.UU. Para identificar las empresas listadas, se descargó la lista de la página oficial de NYSE y Nasdaq. La siguientes tablas contienen la información básica para cada una de las compañías. La tabla 2 contiene las equivalencias entre el ADR y su acción subyacente, y la fecha en la que la compañía comenzó a cotizar.

Tabla 2: Empresas mexicanas con ADR.

Símbolo	Empresa	N	Inicio
CEMEX-CPO	Cemex	10	Sep-99
HOMEX	Desarrolladora Homex	6	Jun-04
KOF-L	Coca-Cola Femsa	10	Sep-93
ICA	Empresas Ica	4	Abr-92
FEMSA-UBD	Fomento Económico Mexicano	10	May-98
GRUMA-B	Gruma	4	Nov-98
GAP-B	Grupo Aeroportuario del Pacífico	10	Feb-06
OMA-B	Grupo Aeroportuario del Centro Norte	8	Nov-06
ASUR-B	Grupo Aeroportuario del Sureste	10	Sep-00
SIMEC-B	Grupo Simec	3	Oct-94
TLEVISA-CPO	Grupo Televisa	5	Dic-93
BACHOCO-B	Industrias Bachoco	12	Sep-97
MAXCOM	Maxcom Telecomunicaciones	7	Oct-07
SANMEX	Grupo Financiero Santader México	5	Sep-12

Por otro lado, la tabla 3 muestra la estadísticas descriptivas para cada serie de precios y para el tipo de cambio nominal. Puede notarse que el número de observaciones puede variar de una empresa a otra (algunas tienen más tiempo cotizando que otras), sin embargo para una empresa en particular, ambas series de precios tienen el mismo número de observaciones.

Tabla 3: Estadísticos descriptivos para cada serie.

Serie	Obs.	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	Des. Est.
ADR_ASUR	2822	61.80	54.00	8.46	176.36	40.86
ACC_ASUR	2822	61.76	54.05	7.67	173.96	41.01
ADR_BACHOCO	2701	18.67	19.17	4.16	49.70	10.93
ACC_BACHOCO	2701	18.38	19.16	3.77	49.85	11.26
ADR_CEMEX	3576	14.19	11.35	3.36	36.15	7.06
ACC_CEMEX	3576	14.16	11.35	3.43	36.19	7.09
ADR_FEMSA	3908	42.99	31.08	5.49	151.55	37.99
ACC_FEMSA	3908	42.91	31.21	5.03	151.72	38.11
ADR_GAP	1983	47.30	46.96	20.85	80.52	13.15
ACC_GAP	1983	46.29	45.66	20.44	80.76	13.42
ADR_GRUMA	3388	26.68	23.90	3.49	111.00	18.57
ACC_GRUMA	3388	26.58	23.89	3.67	110.95	18.58
ADR_HOMEX	2371	56.27	53.86	2.34	120.00	29.12
ACC_HOMEX	2371	56.27	53.99	2.25	120.10	29.13
ADR_ICA	5378	45.91	31.60	5.65	151.03	32.10
ACC_ICA	5378	36.56	30.91	3.94	106.93	21.74
ADR_KOF	4602	49.56	25.87	2.22	218.77	52.012
ACC_KOF	4602	49.44	25.81	2.07	219.70	52.17
ADR_MAXCOM	1505	7.24	5.34	1.97	30.15	5.48
ACC_MAXCOM	1505	5.55	4.09	1.55	22.54	4.06
ADR_OMA	1801	28.32	25.56	11.93	52.60	9.53
ACC_OMA	1801	25.93	22.80	10.95	49.08	9.50
ADR_SANMEX	388	35.90	36.73	11.45	44.80	5.31
ACC_SANMEX	388	36.55	36.80	27.34	45.15	3.54
ADR_SIMEC	3852	26.05	22.61	2.61	78.18	16.66
ACC_SIMEC	3852	25.78	22.22	3.03	77.50	16.92
ADR_TLEVISA	4928	33.15	29.46	4.49	84.35	20.32
ACC_TLEVISA	4928	33.16	29.40	4.38	84.49	20.32
TIPO_CAMBIO	6325	9.00	9.89	2.67	15.56	3.49

3.2 Resultados de las pruebas de Raíz Unitaria.

Un análisis de cointegración típico requiere que las variables sean integradas de orden 1. Por lo tanto, aplicaremos diversas pruebas de raíz unitaria a cada una de las series. La hipótesis nula para las pruebas ADF, ADF-GLS y Phillips-Perron (PP) es que la serie es $I(1)$, como se comentó anteriormente. Por otro lado, en la prueba de estacionariedad KPSS la hipótesis nula es que la serie es $I(0)$.

La tabla 4 muestra los resultados de las pruebas ADF y ADF-GLS. A excepción de las empresas MAXCOM y SIMEC, los resultados de la prueba ADF muestran en general (bajo las tres especificaciones) que el resto de las series de precios de los ADRs y la acción para el resto de las compañías son integradas de orden uno, o que poseen raíz unitaria. Este resultado es confirmado de manera general por las pruebas ADF-GLS, incluso cuando se incluye una constante y tendencia en la especificación.

Tabla 4: Resultados de las pruebas de raíz unitaria.

Serie	ADF			ADF-GLS	
	SC	C	CT	C	CT
ADR_ASUR	1.45	0.07	-1.67	1.26	-1.49
ACC_ASUR	2.02	0.42	-1.37	1.90	-1.19
ADR_BACHOCO	0.70	-0.25	-2.13	-0.14	-1.16
ACC_BACHOCO	1.56	0.36	-1.69	1.28	-1.27
ADR_CEMEX	-0.59	-1.52	-1.54	-1.34	-1.48
ACC_CEMEX	-0.34	-1.48	-1.47	-0.96	-1.42
ADR_FEMSA	1.20	-0.04	-1.97	0.96	-1.34
ACC_FEMSA	1.80	0.41	-1.64	1.64	-1.00
ADR_GAP	0.33	-1.24	-1.55	-0.53	-1.81
ACC_GAP	0.81	-1.01	-1.24	0.27	-1.81
ADR_GRUMA	2.62	1.43	0.78	2.16	0.55
ACC_GRUMA	3.69	2.71	1.60	3.70	1.05
ADR_HOMEX	-0.81	-1.08	-2.21	-1.07	-1.03
ACC_HOMEX	-0.77	-1.02	-2.10	-1.02	-0.95
ADR_ICA	-2.23**	-1.89	-2.14	-0.71	-1.96
ACC_ICA	-1.13	-1.88	-2.13	-1.84*	-2.00
ADR_KOF	0.65	-0.48	-1.90	0.52	-1.50
ACC_KOF	0.99	-0.18	-1.68	0.95	-1.26
ADR_MAXCOM	-4.44***	-3.77***	-3.61**	0.91	-0.37
ACC_MAXCOM	-3.66***	-4.08***	-3.64**	0.57	-0.35
ADR_OMA	0.00	-1.03	-1.20	-1.10	-1.07
ACC_OMA	0.73	-0.25	-0.95	-0.26	-0.79
ADR_SANMEX	-0.35	-1.15	-2.53	-1.56	-1.66
ACC_SANMEX	-0.37	-1.06	-2.52	-1.50	-1.57
ADR_SIMEC	-2.64***	-3.98***	-5.79***	-0.56	-1.09
ACC_SIMEC	-0.30	-1.28	-2.90	-1.27	-1.69
ADR_TLEVISA	0.08	-0.82	-3.24*	-1.13	-1.66
ACC_TLEVISA	1.02	-0.15	-2.44	0.82	-2.24
TIPO_DE_CAMBIO	1.13	-1.83	-2.19	0.82	-1.65

La selección de rezagos se determinó mediante el Criterio de Información Bayesiano (BIC).

SC: Sin Constante; C: Con Constante; CT: Con Constante y Tendencia; T: Con Tendencia; ST: Sin Tendencia.
*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Los resultados del resto de las pruebas se muestran en la tabla 5. Por su parte, la prueba Phillips-Perron (PP) parece confirmar los resultados de la prueba ADF. Recordemos que la prueba KPSS, a diferencia de las anteriores, considera una hipótesis nula de estacionariedad y estacionariedad alrededor de una tendencia lineal temporal. Tales hipótesis nulas de estacionariedad son rechazadas bajo ambas especificaciones, para cada una de las series. Por

tanto, concluimos que a excepción de MAXCOM y SIMEC, las series de precios del ADR y de la acción para todas las compañías son series integradas de orden uno. Los mismos resultados se obtienen para el Tipo de Cambio Nominal, por lo que a partir de estas pruebas iniciales se podría concluir que el Tipo de Cambio es también una serie integrada de orden 1. Veremos que éste último resultado cambia al considerar quiebres estructurales.

Tabla 5: Resultados de las pruebas de raíz unitaria.

Serie	KPSS		PP		
	ST	T	SC	C	CT
ADR_ASUR	20.89***	3.30***	1.56	0.045	-1.71
ACC_ASUR	22.23***	3.99***	2.15	0.51	-1.42
ADR_BACHOCO	17.82***	1.29***	0.80	-0.17	-2.28
ACC_BACHOCO	21.99***	1.33***	1.81	0.57	-1.89
ADR_CEMEX	5.40***	5.16***	-0.56	-1.56	-1.58
ACC_CEMEX	5.57***	5.43***	-0.31	-1.55	-1.53
ADR_FEMSA	28.86***	6.10***	1.28	0.01	-2.09
ACC_FEMSA	29.25***	6.92***	1.93	0.50	-1.73
ADR_GAP	6.05***	2.83***	0.40	-1.41	-1.71
ACC_GAP	11.26***	3.12***	0.89	-0.95	-1.68
ADR_GRUMA	10.16***	2.13***	2.61	2.29	0.79
ACC_GRUMA	13.31***	2.32***	3.94	3.70	1.83
ADR_HOMEX	11.37***	3.62***	-0.80	-1.02	-2.15
ACC_HOMEX	10.61***	4.13***	-0.76	-0.95	-2.03
ADR_ICA	28.50***	6.80***	-1.97**	-2.01	-2.35
ACC_ICA	10.01***	3.25***	-1.13	-1.86	-2.11
ADR_KOF	31.54***	7.29***	0.72	-0.43	-1.90
ACC_KOF	32.17***	7.86***	1.12	-0.10	-1.68
ADR_MAXCOM	10.46***	2.37***	-4.73***	-4.59***	-3.78**
ACC_MAXCOM	10.90***	2.38***	-4.47***	-4.64***	-3.83**
ADR_OMA	4.13***	3.78***	0.07	-0.96	-1.12
ACC_OMA	6.86***	4.06***	0.82	-0.15	-0.89
ADR_SANMEX	3.20***	3.20***	-0.26	-2.03	-3.56**
ACC_SANMEX	3.57***	0.71***	-0.32	-1.88	-3.55**
ADR_SIMEC	12.77***	2.03***	-2.68***	-4.18***	-5.98***
ACC_SIMEC	24.78***	1.77***	-0.33	-1.29	-2.97
ADR_TLEVISA	31.49***	1.84***	0.16	-0.97	-3.29*
ACC_TLEVISA	39.55***	2.26***	1.28	-0.11	-2.84
TIPO_DE_CAMBIO	39.82***	6.20***	1.17	-1.83	-2.33

La selección de rezagos se determinó mediante el Criterio de Información Bayesiano (BIC).

SC: Sin Constante; C: Con Constante; CT: Con Constante y Tendencia; T: Con Tendencia; ST: Sin Tendencia.

*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3.3 Resultados de la Prueba de Kapetanios.

Las pruebas que hemos realizado hasta ahora no consideran la posible presencia de quiebres estructurales en las series. Sin embargo, el considerarlos podría cambiar drásticamente nuestras conclusiones. La primera prueba que considera quiebres y que aplicaremos será la de Kapetanios. Recordemos que la hipótesis nula de esta prueba es el de una raíz unitaria sin quiebres, contra una alternativa de serie estacionaria con quiebres.

La prueba se implementó mediante un código en Matlab, bajo las siguientes especificaciones. Se consideró hasta un break en cada serie (excepto en el Tipo de Cambio, donde se consideran hasta $m = 1$ y $m = 2$ quiebres). Se optó además por el modelo más general (Modelo C), que considera tanto quiebres en el intercepto como en la tendencia. Se especificó también un parámetro de "retraso" (trimming o bound) o espacio entre quiebres, del 5% del tamaño de muestra.

Los resultados de la prueba se muestran en la tabla 6. A excepción del ADR de ICA y MAXCOM, los resultados muestran evidencia a favor de la hipótesis nula de raíz unitaria sin quiebres para el precio del ADR y la Acción del resto de las empresas. Es decir, confirma que los resultados obtenidos anteriormente por las pruebas de raíz unitaria, aún considerando la presencia de quiebres, són válidas. Por lo tanto, concluimos que para todas las empresas (excepto ICA, MAXCOM y SIMEC), tanto la serie de precios del ADR como el precio de la Acción son raíz unitaria.

Sin embargo, el resultado para el Tipo de Cambio es diferente. La prueba de Kapetanios muestra en este caso evidencia a favor de una serie estacionaria con quiebres estructurales, más que a favor de una raíz unitaria. Nótese como esto difiere a los resultados que se obtuvieron previamente de las pruebas de raíz unitaria sobre el Tipo de Cambio, cuando no se consideraba la presencia de quiebres estructurales. Las fechas de quiebre (años 1994 y 2008) corresponden a fuertes crisis en México, por lo que es muy sensato pensar que existen quiebres en el Tipo de Cambio Nominal en estos periodos. Por lo tanto, en el caso del Tipo de Cambio, concluimos a favor de una serie estacionaria (en tendencia) con quiebres estruc-

turales. Aplicaremos pruebas complementarias para determinar el número de quiebres, las fechas de los mismos y la posible tendencia que sigue esta serie, tal como se describe en las secciones subsecuentes.

Tabla 6: Resultados de la Prueba de Kapetanios.

Serie	Quiebres.	Estadístico.	No. Obs.	Fecha
ADR_ASUR	$m = 1$	-4.19	1461	25/sep/08
ACC_ASUR	$m = 1$	-4.11	2378	15/jun/12
ADR_BACHOCO	$m = 1$	-3.45	1983	2/may/11
ACC_BACHOCO	$m = 1$	-3.49	2079	21/sep/11
ADR_CEMEX	$m = 1$	-4.57	2125	16/may/08
ACC_CEMEX	$m = 1$	-4.49	2125	16/may/08
ADR_FEMSA	$m = 1$	-3.64	2512	5/ago/08
ACC_FEMSA	$m = 1$	-2.74	2464	28/may/08
ADR_GAP	$m = 1$	-4.66	511	4/abril/08
ACC_GAP	$m = 1$	-4.51	512	7/abril/08
ADR_GRUMA	$m = 1$	-3.08	2008	7/ago/08
ACC_GRUMA	$m = 1$	-2.95	2907	24/04/12
ADR_HOMEX	$m = 1$	-4.49	958	4/jun/08
ACC_HOMEX	$m = 1$	-4.13	538	8/sep/06
ADR_ICA	$m = 1$	-6.63***	638	28/nov/94
ACC_ICA	$m = 1$	-4.49	1378	15/dic/97
ADR_KOF	$m = 1$	-2.80	1735	17/abril/02
ACC_KOF	$m = 1$	-2.43	1744	3/may/02
ADR_MAXCOM	$m = 1$	-6.02***	184	22/jul/08
ACC_MAXCOM	$m = 1$	-4.92*	173	7/jul/08
ADR_OMA	$m = 1$	-4.23	410	4/ago/08
ACC_OMA	$m = 1$	-3.45	327	4/abril/08
ADR_SANMEX	$m = 1$	-4.01	37	16/nov/12
ACC_SANMEX	$m = 1$	-3.42	42	23/nov/12
ADR_SIMEC	$m = 1$	-4.24	1848	30/dic/05
ACC_SIMEC	$m = 1$	-3.75	1853	6/ene/06
ADR_TLEVISA	$m = 1$	-4.11	3541	14/ago/08
ACC_TLEVISA	$m = 1$	-3.38	1622	13/sep/00
TIPO_DE_CAMBIO	$m = 1$	-5.83***	709	16/dic/94
	$m = 2$	-7.05***	709 y 4298	16/dic/94; 19/sep/08.

*, ** y *** Indican que la Hipótesis Nula de Raíz Unitaria sin quiebres se rechaza al 10%, 5% y 1 respectivamente.
Bound (espacio entre quiebres), 5% del tamaño de muestra; Modelo C, que incluye ambas dummies: de intercepto y de tendencia.

3.4 Comentario sobre los resultados para el Tipo de Cambio Nominal.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran evidencia a favor de una serie con raíz unitaria para el Tipo de Cambio Nominal. Sin embargo, una vez que se considera la presencia de quiebres estructurales, la conclusión es diferente. Los resultados de la prueba de Kapetanios para el Tipo de Cambio dan mayor evidencia a favor de la hipótesis alternativa de una serie estacionaria con quiebres estructurales, que a favor de la nula de una raíz unitaria sin quiebres. Uno de los objetivos de este trabajo es estimar la relación entre el Tipo de Cambio y los precios de los ADRs y las Acciones, mediante un Modelo de Corrección de Error. Ya que el Tipo de Cambio no contiene una raíz unitaria, no es posible buscar una relación de cointegración con el resto de la variables. Además, los resultados iniciales de las pruebas de raíz unitaria muestran que tampoco se posee el comportamiento de una serie estacionaria, por lo que tampoco podríamos introducirla como una variable exógena. Por lo tanto la intención de las secciones siguientes es "extraer" el efecto que tienen los quiebres estructurales sobre el Tipo de Cambio, de tal manera que a partir de ésta serie se obtenga otra que sea estacionaria, y que podamos incluir finalmente en el Modelo de Corrección de Error.

3.5 Resultados de la Prueba de Bai-Perron.

Aplicaremos ahora la Prueba de Bai Perron sobre el Tipo de Cambio Nominal con el fin de confimar la presencia de quiebres estructurales, y estimar las fechas de los mismos. La prueba de Kapetanios muestra evidencia de una serie estacionaria con quiebres estructurales en el Tipo de Cambio, por lo que la esperanza de la serie podría ser diferente en cada uno de los regímenes (periodos comprendidos entre una fecha de quiebre y la siguiente). Es posible utlizar la Prueba de Bai Perron para determinar la esperanza en cada uno de los régimenes, de tal manera que podamos restarla al Tipo de Cambio original y obtener así una serie estacionaria.

Recordemos que el modelo considerado bajo la Prueba de Bai Perron es el siguiente:

$$y_t = x_t{}'\beta + z_t{}'\delta_j + u_t \tag{45}$$

con $t = T_{j-1}+1, ..., T_j$ y $j = 1, ..., m+1$.

Consideremos ahora un Modelo de Cambios Estructurales Puro, es decir, donde no aparezca el término $x_t{}'\beta$ (ó equivalentemente, donde $p = 0$). Nuestro interés principal es la presencia de cambios estructurales en la esperanza de la serie. Por lo tanto, tomaremos como caso particular $z_t = 1$, para $t = 1, ..., T$. Así, el modelo a estimar resulta ser:

$$y_t = \delta_j + u_t \tag{46}$$

con $t = T_{j-1}+1, ..., T_j$ y $j = 1, ..., m+1$.

Nótese que en este caso, la prueba proporciona estimaciones de los escalares $\left\{\delta_j\right\}_{j=1}^{m+1}$, que representan la esperanza de la serie en cada uno de los $m+1$ régimenes, y $\left\{\hat{T}_1, ..., \hat{T}_m\right\}$, que representan las fechas donde ha ocurrido un quiebre estructural.

La prueba fue implementada en Matlab, y el código de la misma fue obtenida de la página personal de los autores. Se permitieron hasta $M = 5$ quiebres estructurales y se utilizó un parámetro de "recorte" (trimming) de $\varepsilon = 0.15$, con lo que el número de periodos mínimo entre un quiebre y el siguiente fue de $h = 287$. Los resultados de la prueba se muestran en la tabla 8. El primer aspecto que debemos considerar es la determinación de m, el número de quiebres. En este caso, el estadístico de la prueba $SupF_T(k)$ son todos significativos para $k = 2, ..., 5$, por lo que existen al menos dos quiebres, o ninguno. Los estadísticos $UDmax$ y $WDmax$ también muestran evidencia a favor de hasta $M = 5$ quiebres. Además, los estadísticos de la prueba $SupF_T(l+1 \mid l)$ son todos significativos, lo que muestra evidencia a favor de al menos dos quiebres. Por otro lado, aún cuando el Procedimiento Sequencial muestra evidencia de no quiebres, tanto los Criterios BIC y LWZ muestran evidencia a favor de 5 quiebres. Por lo tanto, concluimos en favor de la presencia de $m = 5$ quiebres estructurales.

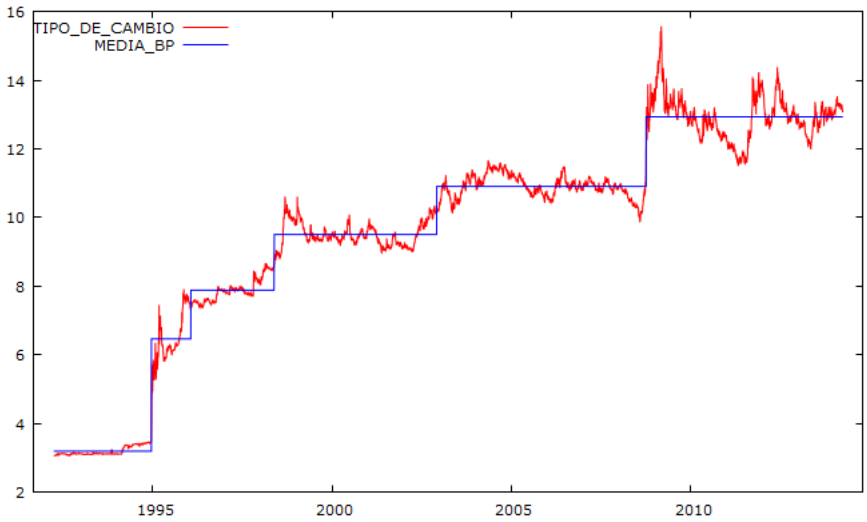
Tabla 8: Resultados de la Prueba de Bai Perron, aplicada a Tipo de Cambio.

Especificaciones.		
$z_t = \{1\}$	$q = 1$, $p = 0$	$h = 287$; $M = 5$
Pruebas		
$SupF_T(1)$ 2.19	$SupF_T(2)$ 62.21 ***	$SupF_T(3)$ 1137.14 ***
$SupF_T(4)$ 1311.60 ***	$SupF_T(5)$ 1289.71***	
$UDmax$ 1311.60 ***	$WDmax$ 1311.60 ***	$SupF_T(2 \mid 1)$ 209.38 ***
$SupF_T(3 \mid 2)$ 112.10 ***	$SupF_T(4 \mid 3)$ 60.05 ***	$SupF_T(5 \mid 4)$ 12.03*
Número de Quiebres Elegidos. Secuencial: 0 (sin quiebres); LWZ: 5; BIC: 5;		
Estimación del Modelo para 5 Quiebres (Selección del Criterio BIC).		
Estimación de las fechas de quiebre.		
$\widehat{T}_1$	$\widehat{T}_2$	$\widehat{T}_3$
20/dic/94	25/ene/96	22/mayo/98
18/nov/94 - 29/dic/94	9/ene/95 - 5/junio/96	26/ene/98 - 17/marzo/99
$\widehat{T}_4$	$\widehat{T}_5$	
2/dic/02	3/oct/08	
11/jul/02 - 09/jun/03	15/may/08 - 5/dic/08	
Media de la variable dentro del régimen correspondiente.		
$\widehat{\delta}_1$	$\widehat{\delta}_2$	$\widehat{\delta}_3$
3.19 (0.06)	6.46 (0.26)	7.88 (0.28)
$\widehat{\delta}_4$	$\widehat{\delta}_5$	$\widehat{\delta}_6$
9.50 (0.14)	10.90 (0.11)	12.93 (0.16)

Intervalos de confianza para los quiebres $\widehat{T}_i$ (al 5% de significancia).

Las fechas de quiebre estimadas son: 20/diciembre/1994, 25/enero/1996, 22/mayo/1998, 2/diciembre/2002 y 3/octubre/2008. Nótese que en especial las fechas del primer y útlimo quiebre (años 1994 y 2008) están relacionadas a fuertes crisis económicas en México. Se estimaron además intervalos de confianza para tales puntos de quiebre al 5% de significancia. Finalmente, se estima la media del Tipo de Cambio Nominal en cada uno de los régimenes, la cual es creciente a lo largo del periodo de la muestra. La gráfica 1 compara la serie original con los quiebres y medias estimados.

Figura 1: Tipo de Cambio Nominal, y su media estimada en cada régimen.



Finalmente, se aplican pruebas de raíz unitaria a los Residuales del Tipo de Cambio (RTC), definidos como

$$RTC_t = TipoDeCambio_t - BP_t \tag{47}$$

donde BP_t es la media del Tipo de Cambio en el régimen correspondiente que se ha obtenido de la Prueba de Bai Perron. La tabla 9 contiene los resultados de las pruebas ADF y ADF-GLS aplicadas a sobre la serie RTC, cuyos resultados muestran evidencia a favor de que la serie RTC_t antes definida es estacionaria.

Tabla 9: Resultados de las pruebas de raíz unitaria, aplicadas a RTC.

Serie	ADF			ADF-GLS	
	SC	C	CT	C	CT
RTC	-6.3766***	-6.3759***	-6.3762***	-6.10***	-6.29***

La selección de rezagos se determinó mediante el Criterio de Información Bayesiano (BIC).

SC: Sin Constante; C: Con Constante; CT: Con Constante y Tendencia; T: Con Tendencia; ST: Sin Tendencia.
*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Adicionalmente, la tabla 10 contiene los resultados de las pruebas KPSS y PP aplicadas a sobre la serie RTC, cuyos resultados confirman la evidencia a favor de que la serie RTC_t es efectivamente estacionaria.

Tabla 10: Resultados de las pruebas de raíz unitaria, aplicadas a RTC.

Serie	KPSS		PP		
	ST	T	SC	C	CT
RTC	0.28	0.26^{***}	-7.33^{***}	-7.32^{***}	-7.32^{***}

La selección de rezagos se determinó mediante el Criterio de Información Bayesiano (BIC).

SC: Sin Constante; C: Con Constante; CT: Con Constante y Tendencia; T: Con Tendencia; ST: Sin Tendencia.

*, ** y ***Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3.6 Resultados de la Prueba de Engle y Ganger.

Para cada una de las i empresas consideradas, buscamos determinar si existe cointegración entre las siguientes dos variables:

- $y_{it} = ADR_{it}$, el Precio del ADR (paquete, en dólares) al tiempo t, para las acciones de la empresa i.
- $z_{it} = ACC_{it}$ el Precio de la Acción (individual, en pesos) al tiempo t, para las acciones de la empresa i.

De las secciones anteriores concluimos que en general dichas series son raíz unitaria, por lo que ahora procedemos a aplicar pruebas de cointegración. Recordemos que la prueba de Engle-Granger busca en primera instancia encontrar un vector cointegrante del tipo $(1, -\alpha, -\beta)$, para después determinar si los errores $\{e_t\}$ son estacionarios en la siguiente regresión:

$$ADR_t = \alpha + \beta ACC_t + e_t \tag{48}$$

Finalmente, en base a esto concluye si las variables originales están o no cointegradas.

La prueba de Engle y Granger se aplicó, para cada una de las empresas, a la serie de precios de su ADR y de su acción. El tipo de cambio (RTC) no se considera en esta prueba. La tabla 11 muestra los resultados de la prueba de Engle y Granger aplicada a cada una de las empresas. La prueba se implementó en el programa Gretl. Recordemos que existe evidencia de cointegración si cada una de las series es raíz unitaria, y si el estadístico rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en el error de la relación cointegrante. Por lo tanto, la

interpretación de los resultados es la siguiente: existe evidencia fuerte de cointegración entre la serie de precios del ADR y de la Acción para las empresas FEMSA, KOF, SANMEX, SIMEC Y TLEVISA, y en menor medida para las empresas ASUR y BACHOCO.

Tabla 11: Resultados de la prueba Engle y Granger.

Compañía	Vector Cointegrante (VC)	ADF para errores.
ASUR	$(1,-4.99,-0.74)$	-3.05^{*}
BACHOCO	$(1,-3.60,-0.83)$	-3.57^{**}
CEMEX	$(1,0.26,-0.91)$	-1.59
FEMSA	$(1,-3.79,-0.74)$	-3.92^{***}
GAP	$(1,-4.45,-0.74)$	-1.90
GRUMA	$(1,-1.13,-0.30)$	-2.54
HOMEX	$(1,2.68,-0.56)$	-1.66
ICA	$(1,7.30,-0.93)$	-2.32
KOF	$(1,-5.48,-0.74)$	-4.59^{***}
MAXCOM	$(1,0.79,-0.91)$	-2.80
OMA	$(1,-1.47,-0.65)$	-1.22
SANMEX	$(1,-0.16,-0.38)$	-10.54^{***}
SIMEC	$(1,-1.35,-0.22)$	-12.42^{***}
TLEVISA	$(1,-4.01,-0.33)$	-4.15^{***}

*, ** y ***Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3.7 Resultados de la Prueba de Johansen.

De manera complementaria, se aplicó la prueba de Johansen a las mismas series. Recordemos que la prueba de Johansen se enfoca en el rango de una matriz, que determina el número de vectores cointegrantes. Esto se obtiene mediante la estimación de los valores propios de la matriz. La significancia de los mismos se resume en el cálculo de dos estadísticos, λ_{traza} y λ_{max}.

La prueba de Johansen se aplicó, para cada una de las empresas, a la serie de precios de su ADR y de su acción. El tipo de cambio (RTC) no se considera en esta prueba. Dadas las hipótesis nula y alternativa de cada uno de ellos comentadas en la descripción de la prueba, existe evidencia de cointegración si ambos estadísticos rechazan la hipótesis nula para $r = 0$, y no rechazan en el caso $r = 1$. Los resultados de la implementación de la prueba se resumen en la tabla 12. La prueba se implementó en el programa Gretl, para cada una de las empresas.

De la discusión anterior, concluimos que existe evidencia fuerte de cointegración en el caso de GRUMA, SANMEX y SIMEC, y en menor medida para ASUR, BACHOCO, FEMSA, KOF, MAXCOM Y TLEVISA.

Tabla 12: Resultados de la prueba de Johansen.

Compañía	λ_{traza}		λ_{max}		VC
	$r = 0.$	$r = 1$	$r = 0$	$r = 1$	
ASUR	18.24^{*}	4.04	14.20^{*}	4.04	$(1, -6.08, -0.75)$
BACHOCO	19.43^{*}	5.85	13.58	5.85	$(1, -2.95, -0.84)$
CEMEX	6.88	3.02	3.85	3.02	$(1, 2.33, -0.99)$
FEMSA	20.26^{**}	4.34	15.92^{**}	4.34	$(1, -4.07, -0.74)$
GAP	11.04	2.68	8.36	2.68	$(1, -11.05, -0.63)$
GRUMA	33.93^{***}	6.53	27.40^{***}	6.53	$(1, 0.00, -0.37)$
HOMEX	4.66	1.12	3.53	1.12	$(1, 2.18, -0.55)$
ICA	11.61	4.47	7.13	4.47	$(1, -8.01, -0.18)$
KOF	23.65^{**}	2.93	20.71^{***}	2.93	$(1, -5.88, -0.73)$
MAXCOM	40.68^{***}	9.90^{**}	30.77^{***}	9.90^{**}	$(1, 73.95, -20.14)$
OMA	8.02	2.42	5.60	2.42	$(1, -2.92, -0.63)$
SANMEX	200.42^{***}	4.18	196.23^{***}	4.18	$(1, -0.14, -0.38)$
SIMEC	166.47^{***}	2.84	163.63^{***}	2.84	$(1, -0.97, -0.22)$
TLEVISA	24.56^{**}	7.11	17.45^{**}	7.11	$(1, -3.00, -0.35)$

*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3.8 Estimación del MCE

Finalmente se procede a la estimación del Modelo de Corrección de Error descrito al inicio de este capítulo. Se incluyen los Residuos del Tipo de Cambio (RTC_t) como variable exógena. Es decir, para cada una de las i empresas, se estima el Modelo de Corrección de Error descrito por las ecuaciones (31) y (32) considerando las siguientes variables:

- $y_{it} = ADR_{it}$, el Precio del ADR al tiempo t.
- $z_{it} = ACC_{it}$ el Precio de la Acción al tiempo t.
- $x_t = RTC_t$ la diferencia entre el Tipo de Cambio Nominal en t y su media, obtenida mediante la prueba de Bai-Perron.

Para cada empresa, el vector cointegrante (VC) estimado es de la forma $(a_0, -a_1, -a_2)$ de tal manera que la serie

$$a_0 ADR_{it} - a_1 - a_2 ACC_{it} \tag{49}$$

es estacionaria. Se considera la normalización que satisface $a_0 = 1$. Es decir, el vector cointegrante $(1, -a_1, -a_2)$ se estima de tal manera que :

$$ADR_{it} = a_1 + a_2 ACC_{it} + \varepsilon_{it} \tag{50}$$

donde la serie $\{\varepsilon_{it}\}$ es estacionaria.

Cabe aclarar que la serie $\{RTC_t\}$ no se considera en la estimación del vector cointegrante, y tampoco existe un componente del mismo asociado a esta variable. Además, la información obtenida sobre quiebres estructurales en ciertas series será utilizada en la siguiente sección, donde se determina en cuáles empresas las series de precios realmente muestran una relación de cointegración. En dicha etapa del análisis, se considerarán todas las pruebas realizadas, y se eliminarán aquellas empresas que contengan al menos una serie de precios que no sea raíz unitaria, ya sea considerando o no quiebres. Es decir, se buscará cointegración sólo entre aquellas series de precios que sean raíz unitaria, tanto bajo las pruebas que consideran quiebres estructurales como bajo las que no lo hacen. Sin embargo, las pruebas de cointegración son estándar y no consideran la presencia de quiebres.

Los resultados de la estimación del MCE se comparan con los obtenidos por las pruebas de Engle-Granger y Johansen en la siguiente sección. Recordemos que para que exista evidencia de cointegración, al menos uno de los parámetros de ajuste α_y ó α_z debe ser estadísticamente distinto de cero, y además deben poseer el signo adecuado. En este caso, se espera que $\alpha_y < 0$ y $\alpha_z > 0$. En caso de que ambos sean del mismo signo, la diferencia en magnitud debe ser suficiente para corregir las desviaciones. Ya que $RTC_t > 0$ implica un aumento en el valor del dólar respecto al peso en tiempo t, se espera también que los parámetros δ_1 y δ_2, en caso de ser significativos, posean los signos $\delta_1 < 0$ y $\delta_2 > 0$. La estimación se realizó con el apoyo del programa Gretl.

Los resultados de la estimación del MCE se muestran en la tabla 13. Se presenta la estimación y el nivel de significancia para cada uno de los parámetros del modelo, junto con el Vector Cointegrante (VC) estimado. De la discusión previa, se concluye que: existe evidencia fuerte de cointegración para las empresas ASUR, BACHOCO, FEMSA y KOF, y en menor medida para ICA, OMA, SANMEX, SIMEC y TLEVISA.

Tabla 13: Estimación del Modelo de Corrección de Error.

EMPRESA	MCE (coeficientes)		RTC (coeficientes)		VC
	α_y	α_z	δ_1	δ_2	
ASUR	-0.040***	-0.024***	-0.237***	-0.092	$(1, -5.53, -0.73)$
BACHOCO	-0.013***	0.001	-0.056***	0.010	$(1, -3.37, -0.82)$
CEMEX	-0.006	-0.003	-0.025**	-0.012	$(1, 0.42, -0.90)$
FEMSA	-0.047***	-0.023***	-0.267***	-0.128***	$(1, -4.10, -0.73)$
GAP	-0.020***	-0.014**	-0.093**	-0.024	$(1, -6.86, -0.68)$
GRUMA	-0.012***	-0.038***	-0.023***	-0.032	$(1, -0.28, -0.35)$
HOMEX	-0.007	-0.003	-0.031	-0.004	$(1, 1.20, -0.53)$
ICA	-0.0009*	0.000	0.050	0.050	$(1, -4.60, -0.29)$
KOF	-0.036***	-0.012*	-0.220***	-0.048	$(1, -5.86, -0.73)$
MAXCOM	-0.010***	-0.011***	-0.012	-0.011	$(1, -1.45, -0.32)$
OMA	-0.013***	-0.012**	-0.037**	-0.016	$(1, -2.47, -0.61)$
SANMEX	-0.599***	0.556	-0.054	-0.196	$(1, -0.14, -0.38)$
SIMEC	-0.028***	-0.011	-0.026**	-0.013	$(1, -1.08, -0.22)$
TLEVISA	-0.009***	-0.009**	-0.023*	0.0009	$(1, -3.32, -0.34)$

VC: Vector Cointegrante.
MCE: Coeficientes que acompañan al Mecanismo de Corrección de Error.
RTC: Coeficientes que acompañan a los Residuales del Tipo de Cambio Nominal.
*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3.9 Resumen de los resultados de Cointegración y MCE.

A manera de comparación, se muestran ahora los resultados de las pruebas de Engle-Granger, Johansen y la estimación del MCE. La tabla 14 resume los estadísticos de cada prueba, junto con los estimadores de los parámetros y el vector cointegrante del MCE. Considerando la evidencia conjunta, concluimos lo siguiente:

- En los casos de MAXCOM y SIMEC, recordemos que las pruebas iniciales rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que no puede existir cointegración.

- En los casos de CEMEX, GAP, HOMEX, ICA y OMA, las pruebas de Engle-Granger y Johansen muestran evidencia en contra de la existencia de cointegración.

- En el caso de GRUMA, la prueba de Engle y Granger muestra evidencia en contra de la cointegración. Además, los parámetros de ajuste no tienen el signo y magnitud adecuados, por lo que concluimos que no existe cointegración.

- Finalmente, concluimos que las variables son cointegradas en el caso de ASUR, BACHOCO, FEMSA, KOF, SANMEX y TLEVISA.

Cabe aclarar la manera en se emplea la información obtenida sobre quiebres estructurales: nótese que se han descartado todas aquellas empresas que contienen al menos una serie de precios que no es raíz unitaria, ya sea bajo pruebas que consideran quiebres o bajo pruebas que no los consideran. Es decir, aún cuando las pruebas de cointegración empleadas (Engle-Granger, Johansen, y la estimación del MCE) son estándar y no consideran quiebres, el análisis de cointegración se ha restringido a las series que muestran evidencia de ser raíz unitaria bajo ambos casos (considerando y no considerando quiebres). Es importante recordar que el considerar quiebres (Kapetanios) nos permitió descartar al tipo de cambio como raíz unitaria, lo cuál cambió de manera notable la forma de proceder en el análisis.

Tabla 14: Resultados de las pruebas de cointegración y MCE.

EMPRESA	EG	Johansen				MCE (coeficientes)		RTC (coeficientes)	
		Traza		Lmax					
		$r=0$	$r=1$	$r=0$	$r=1$	α_y	α_z	δ_1	δ_2
ASUR	-3.05*	18.24*	4.04	14.20*	4.04	-0.040***	-0.024***	-0.237***	-0.092
BACHOCO	-3.57**	19.43*	5.85	13.58	5.85	-0.013***	0.001	-0.056***	0.010
CEMEX	-1.59	6.88	3.02	3.85	3.02	-0.006	-0.003	-0.025**	-0.012
FEMSA	-3.92***	20.26**	4.34	15.92**	4.34	-0.047***	-0.023***	-0.267***	-0.128***
GAP	-1.90	11.04	2.68	8.36	2.68	-0.020***	-0.014**	-0.093**	-0.024
GRUMA	-2.54	33.93***	6.53	27.40***	6.53	-0.012***	-0.038***	-0.023***	-0.032
HOMEX	-1.66	4.66	1.12	3.53	1.12	-0.007	-0.003	-0.031	-0.004
ICA	-2.32	11.61	4.47	7.13	4.47	-0.0009*	0.000	0.050	0.050
KOF	-4.59***	23.65**	2.93	20.71***	2.93	-0.036***	-0.012*	-0.220***	-0.048
MAXCOM	-2.80	40.68***	9.90**	30.77***	9.90**	-0.010***	-0.011***	-0.012	-0.011
OMA	-1.22	8.02	2.42	5.60	2.42	-0.013***	-0.012**	-0.037**	-0.016
SANMEX	-10.54***	200.42***	4.18	196.23***	4.18	-0.599***	0.556	-0.054	-0.196
SIMEC	-12.42***	166.47***	2.84	163.63***	2.84	-0.028***	-0.011	-0.026**	-0.013
TLEVISA	-4.15***	24.56**	7.11	17.45**	7.11	-0.009***	-0.009**	-0.023*	0.0009

VC: Vector Cointegrante.
MCE: Coeficientes que acompañan al Mecanismo de Corrección de Error, para las ecuaciones 1 y 2, respectivamente.
RTC: Coeficientes que acompañan a los Residuales del Tipo de Cambio Nominal, para las ecuaciones 1 y 2, respectivamente.
*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

3.10 Pruebas de Autocorrelación, Homoscedasticidad y Normalidad.

Se realizaron pruebas de autocorrelación, homoscedasticidad y normalidad a los residuos de ambas ecuaciones en cada uno de los MCE, para las empresas que se concluyeron muestran evidencia de cointegración en la sección anterior. Los resultados se muestran en la tabla 15. Con excepción de FEMSA y TLEVISA, los resultados muestran evidencia a favor de no autocorrelación en los residuos, considerando hasta 5 rezagos. Además, los resultados muestran evidencia de homoscedasticidad sólo para el caso de SANMEX. Finalmente, los estadísticos de Doornik-Hansen muestran evidencia de no normalidad en los residuos.

Tabla 15: Pruebas sobre los residuos del MCE.

Empresa	Ecuación	Ljung-Box	p-valor.	LM	p-valor.	Doornik-Hansen
ASUR	ADR	1.40	$P(\chi^2_{5gl} > 1.40) = 0.92$	215.99	$P(\chi^2_{5gl} > 215.99) = 1.07e\text{-}044$	χ^2_{4gl}=2555.14***
	ACC	0.33	$P(\chi^2_{5gl} > 0.33) = 0.99$	249.32	$P(\chi^2_{5gl} > 249.32) = 7.67e\text{-}052$	
BACHOCO	ADR	0.35	$P(\chi^2_{5gl} > 0.35) = 0.99$	261.32	$P(\chi^2_{5gl} > 261.32) = 2.04e\text{-}054$	χ^2_{4gl}= 6835.6***
	ACC	2.61	$P(\chi^2_{5gl} > 2.61) = 0.76$	104.89	$P(\chi^2_{5gl} > 104.89) = 4.91e\text{-}021$	
FEMSA	ADR	17.93	$P(\chi^2_{5gl} > 17.93) = 0.003$	342.30	$P(\chi^2_{5gl} > 342.30) = 7.94e\text{-}072$	χ^2_{4gl}= 7745.46***
	ACC	32.02	$P(\chi^2_{5gl} > 32.02) = 5.87e\text{-}006$	250.83	$P(\chi^2_{5gl} > 250.83) = 3.64e\text{-}052$	
KOF	ADR	4.30	$P(\chi^2_{5gl} > 4.30) = 0.50$	234.38	$P(\chi^2_{5gl} > 234.38) = 1.22e\text{-}048$	χ^2_{4gl}= 14475.3***
	ACC	7.71	$P(\chi^2_{5gl} > 7.71) = 0.17$	195.13	$P(\chi^2_{5gl} > 195.13) = 3.11e\text{-}040$	
SANMEX	ADR	1.52	$P(\chi^2_{5gl} > 1.52) = 0.91$	5.40	$P(\chi^2_{5gl} > 5.40) = 0.36$	χ^2_{4gl}= 400.18***
	ACC	3.36	$P(\chi^2_{5gl} > 3.36) = 0.64$	2.08	$P(\chi^2_{5gl} > 2.08) = 0.83$	
TLEVISA	ADR	8.49	$P(\chi^2_{5gl} > 8.49) = 0.13$	229.25	$P(\chi^2_{5gl} > 229.25) = 1.54e\text{-}047$	χ^2_{4gl}= 5518.64***
	ACC	15.05	$P(\chi^2_{5gl} > 15.05) = 0.01$	187.14	$P(\chi^2_{5gl} > 187.14) = 1.59e\text{-}038$	

*, ** y ***Indican que la Hipótesis Nula de Raíz Unitaria sin quiebres se rechaza al 10%, 5% y 1 respectivamente.

3.10.1 Gráficas QQ.

Tal como se mostró en la sección anterior, los estadísticos de Doornik-Hansen muestran evidencia en contra de una distribución normal para los residuos del MCE. De manera complementaria se muestran las gráficas QQ para estos residuos, para las empresas que muestran mayor evidencia de cointegración. Los resultados parecen confirmar la no normalidad de estos residuos.

Figura 2: Gráficas QQ para ASUR

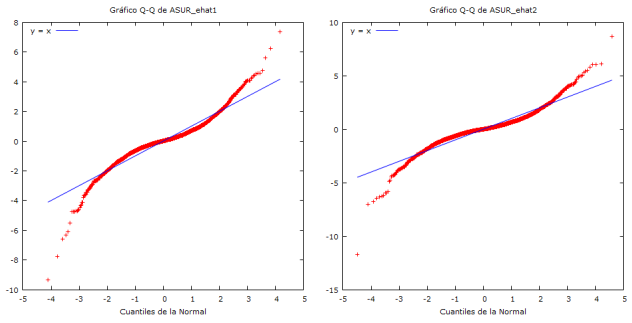


Figura 3: Gráficas QQ para BACHOCO.

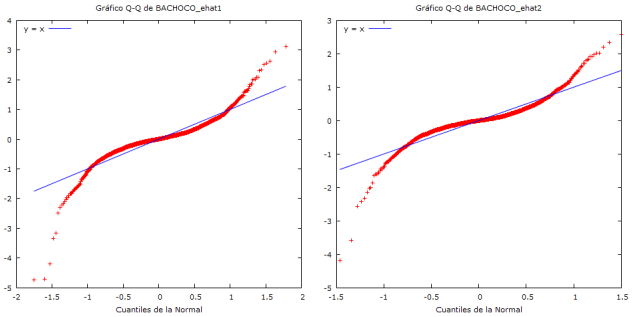


Figura 4: Gráficas QQ para FEMSA.

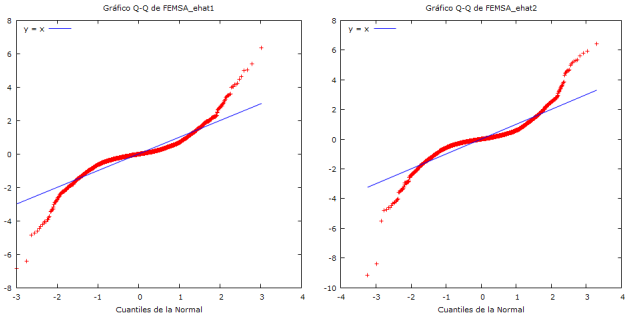


Tabla 17: Gráficas QQ para KOF.

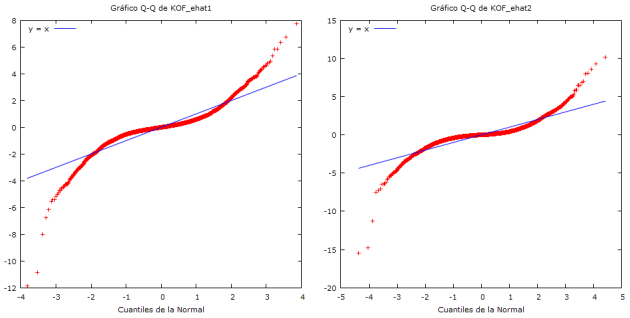


Figura 5: Gráficas QQ para SANMEX.

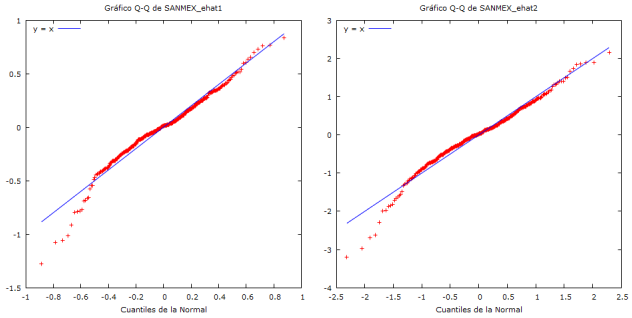
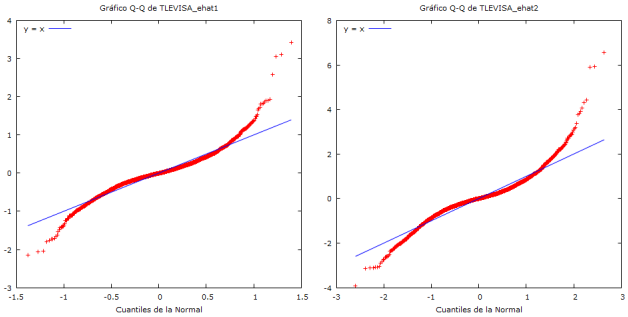


Figura 6: Gráficas QQ para TLEVISA.



3.11 Exogeneidad débil, fuerte y Granger Causalidad.

A continuación de muestran los resultados de la Prueba de Granger Causalidad, aplicados sobre VARs en diferencias del ADR y ACC, para cada una de las compañías. La tabla 18 resume los rezagos considerados en cada VAR, y el estadístico tipo F para el conjunto de diferencias rezagadas para cada una de las variables. Para el caso particular de SANMEX, al considerarse un sólo rezago en las variables en niveles, no se consideran rezagos en las diferencias. Por tanto, puede considerarse que en este caso el ADR y la Acción no se Granger causan entre sí.

Nótese que en particular, para el resto de las empresas, todos los precios del ADR Granger causan el precio de la Acción correspondiente. Por lo tanto, aún cuando de la estimación del MCE se deduce que el precio de la Acción de BACHOCO y el precio de la Acción de SANMEX son débilmente exógenas, la Granger causalidad de cada ADR en el precio de su Acción correspondiente implica que ninguna de las variables consideradas en este análisis es fuertemente exógena.

Tabla 18: Resultados de Granger Causalidad.

Empresa	Rezagos (nivel)	$ACC \rightarrow ADR$	$ADR \rightarrow ACC$
ASUR	3	0.44	4.95***
BACHOCO	6	3.15***	20.21***
CEMEX	3	0.39	2.92**
FEMSA	2	0.02	4.96**
GAP	3	0.33	11.29***
GRUMA	3	25.36***	6.53***
HOMEX	2	3.09*	25.67***
ICA	2	3.60*	40.49***
KOF	3	3.45**	10.27***
MAXCOM	3	6.01***	3.01**
OMA	3	7.19***	10.86***
SANMEX	1	—	—
SIMEC	3	5.72***	14.52***
TLEVISA	3	1.95	16.50***

*, ** y *** Indican que la hipótesis nula se rechaza al nivel de significancia 10%, 5% y 1%, respectivamente.

4 Conclusiones.

El presente trabajo se centra en la relación de cointegración que pudiera existir entre el precio de una acción, el precio de su ADR correspondiente y el tipo de cambio nominal. Dicho análisis se realiza sobre las series de precios de catorce empresas en México.

En una primera etapa, se realizan distintas pruebas de raíz unitaria sobre cada una de las series. Con la finalidad de obtener un análisis robusto, se implementan además pruebas de raíz unitaria que consideran la presencia de quiebres estructurales. Los resultados muestran que a excepción de MAXCOM y SIMEC, existe evidencia de que las series de precios del resto de las empresas poseen una raíz unitaria, tanto bajo las pruebas que consideran quiebres como bajo las que no lo hacen. Sin embargo, bajo la prueba de Kapetanios, los resultados rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria sin quiebres para la serie del tipo de cambio, en favor de una serie estacionaria con quiebres en intercepto y/o tendencia.

Para las empresas en las cuales ambas series (ADR y acción) presentan una raíz unitaria, es posible proceder a pruebas de cointegración entre ambas series. Sin embargo, un análisis complementario es necesario antes de incorporar al tipo de cambio como variable exógena en el análisis. La prueba de Bai Perron sobre el tipo de cambio muestra evidencia a favor de una serie estacionaria con quiebres en la media, la cual es estimada para cada uno de los régimenes. Se prueba entonces que al restar esta media al tipo de cambio original, se obtiene una serie estacionaria, a la cual denotamos como Residuos del Tipo de Cambio (RTC).

Se implementan entonces las pruebas de cointegración de Engle-Granger y Johansen para los precios del ADR y de la Acción en cada una de las compañías, y se estima el modelo de corrección de error incluyendo la serie RTC como variable exógena. En base a los resultados conjuntos, se concluye que en el caso de ASUR, BACHOCO, FEMSA, KOF, SANMEX y TLEVISA, las series de precios del ADR y la serie de precios de la Acción son cointegradas de orden $(1,1)$.

Finalmente, se analiza el modelo de corrección de error estimado para estas seis empresas. Se obtiene que los parámetros de ajuste son del signo, significancia y magnitud que se es-

peraría, de tal manera que impliquen una dinámica de corrección de error en las variables del modelo. Más aún, en los casos en los que los coeficientes que acompañan a la variable RTC son significativos, se encuentra también que éstos poseen el signo y la magnitud adecuados para corregir desviaciones del tipo de cambio respecto a la media del régimen correspondiente. Aún cuando no es la intención de este trabajo, éste último resultado es acorde con la idea de que para estas seis empresas las oportunidades de arbitraje desaparecen en periodos posteriores, producto de un ajuste tanto en los precios de las acciones como de los ADRs.

Bibliografía.

Alaganar, V. and Bhar, R., (2001). "Diversification gains from ADRs and foreign equities: evidence from Australian stocks". Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 10, 97-113.

Alsayed, Hamed and Frnak McGroarty (2012). "Arbitrage and the Law of One Price in the market for American depositary receipts". Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 22:1258-1276.

Bai J. and Perron P. (1998). "Estimating and testing linear models with multiple structural changes". Econometrica, 66: 47-78.

Bai J. and Perron P. (2003). "Computation and Analysis of multiple structural change models". Journal of Applied Econometrics, 18:1-22.

Dickey, D and Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". Journal of the American Statistical Association. 74, 427-431.

Dickey, D and Fuller, W. A. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". Econometrica 49, 1057 - 72.

Elliot G., Rothenberg T., and Stock J., (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." Econometrica 64, 813 - 36.

Enders, Walter (2009). Applied Econometric Time Series, Third Edition. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Engle, R. F. y C.W. Granger (1987): "Cointegration and Error Correction representation, estimation and testing", Econometrica, 55 (2), 251-276.

Gómez Lara, Luis Antonio (2014). "Percepción, corrección y oportunidades de arbitraje de los ADR mexicanos". Tesis de Licenciatura en Economía. División de Economía, CIDE.

Granger C., (1981). "Some properties of time series data and their use in econometric model specification". Journal of Econometrics, 16, 121-130.

Hamilton, James D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press.

Hunter, Delroy M. (2003). "Linear and Nonlinear Dynamic Linkages between Emerging Market ADRs and their Underlying Stocks". Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=586542 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.586542.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52 (2), 169-210.

Kapetanios G. (2005). "Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks". Journal of Time Series Analysis, 26, 123 - 133.

Kim M., Szakmary A.C. and Mathur I. (2000). "Price transmission dynamics between ADRs and their underlying foreign securities". Journal of Banking and Finance 24, 1359-1382.

Kwiatowski D., Phillips P., Schmidt P., and Shin Y. (1992). "Testing the null hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" Journal of Econometrics 54, 159-78.

Lieberman O., Ben-Zion, U. and Hauser S. (1999). "A characterization of the price behavior of international dual stocks: an error correction approach". Journal of International Money and Finance 18, 289-304.

Lumsdaine R., and Papell D., (1997). "Multiple trend breaks and the unit root hypothesis". Review of Economics and Statistics 79, 212-7.

Perron, P (1989). "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis," Econometrica, vol. 57, pp. 1361–1401.

Pilar Soriano, Felipe (2004). "Transmisión de volatilidad entre mercados financieros". Trabajo de Investigación, Programa de Doctorado en Finanzas Cuantitativas. Universidad Complutense de Madrid.

Zivot, E. y Andrews, D. W. K (1992). "Further evidence on the great crash, the oil-price

shock, and the unit-root hypothesis," Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, pp. 251–270.