



# **Spreads Soberanos y Riesgo Macroeconómico: Evidencia para Bolsas Latinoamericana**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE  
MAGÍSTER EN FINANZAS**

**Alumno: Santiago Baquedano Farías  
Profesor Guía: José Luis Ruiz**

**Santiago, Septiembre 2021**

# Spreads soberanos y riesgo macroeconómico: Evidencia para bolsas Latinoamericanas

Santiago Baquedano

September 9, 2021

## Abstract

Este trabajo es un estudio de los efectos de un cambio en el ambiente macroeconómico local sobre índices accionarios de países Latinoamericanos. Se utiliza el Credit Default Swap (CDS) de bonos soberanos como proxy para el ambiente macroeconómico de un país, donde un mayor spread significa un empeoramiento del ambiente macroeconómico local. Se investiga si existe una relación no simétrica de los efectos que tienen los aumentos y disminuciones del CDS sobre los índices accionarios. Para identificar un posible efecto asimétrico se utiliza la metodología *Non-Linear* ARDL (NARDL). No se encuentra evidencia suficiente para asegurar que sí existe un comportamiento asimétrico, tanto para el corto plazo como el largo plazo. Finalmente, se hace un primer acercamiento para estudiar la existencia de un *threshold* en donde los empeoramientos y mejoramientos macroeconómicos tienen un efecto distinto sobre los índices accionarios. Estos resultados son importantes para inversores y administradores de cartera, como también para el diseño de políticas públicas.

# 1 Introducción

El CDS de los bonos de un país es de especial importancia para inversionistas y administradores de cartera al tomar sus decisiones de inversión. Si la función de utilidad de inversores puede ser caracterizada por la *Cummulative Prospect Theory* (Tversky & Kahneman, 1992) y con ello la función tiene forma de S y una ponderación de probabilidades que difiere de las probabilidades reales, el efecto de un aumento del riesgo de pérdidas será mayor al efecto de una disminución de riesgo. Este trabajo intenta determinar si existe un efecto no lineal de un cambio en el ambiente macroeconómico local de un país en un índice accionario del país. Como proxy para un shock macroeconómico local se va a utilizar el CDS de bonos soberanos de cada país. En específico, se va a intentar identificar posibles reacciones asimétricas del mercado accionario sobre un cambio macroeconómico local de un país, como lo dicta la teoría económica. Para medir respuesta no simétricas del índice accionario a un cambio en CDS soberano de un país se va a utilizar la metodología de *Non-Linear ARDL* (Shin, Yu & Greenwood-Nimmo, 2014). Desde una mirada teórica, si los inversionistas tienen una función de utilidad en forma de S, y con ello ser aversos a pérdidas, un cambio negativo en el CDS debería tener un impacto mayor que un cambio positivo. Con un cambio negativo siendo un aumento en el CDS, afectando negativamente la rentabilidad del índice accionario del país. Finalmente, se intenta hacer un acercamiento inicial para la búsqueda de la existencia de un posible *threshold* en el cual los cambios en el ambiente macroeconómico tengan un efecto no lineal en el índice accionario.

Espero encontrar una respuesta asimétrica a los shocks sobre el CDS de bonos soberanos para los distintos países, tanto para la respuesta de corto plazo como de largo plazo. Este trabajo contribuye a la literatura existente estudiando una posible relación asimétrica. Es del entendimiento del autor que es este es el primer trabajo que utiliza esta metodología para estudiar la relación entre shocks macroeconómicos e índices accionarios.

No se encuentra evidencia suficiente para asegurar un comportamientos asimétricos de

los índices accionarios en el corto plazo para cambios en el CDS de bonos de los países. Para el largo plazo, la evidencia tampoco indican que existe una relación asimétrica para los países de la muestra. Estos resultados pueden ser útiles para tanto para inversores como para formuladores de políticas públicas en países latinoamericanos.

El trabajo de organiza de la siguiente manera: En la sección 2 se encuentra la revisión de literatura. La sección 3 y 4 es la descripción de la metodología a utilizar y la descripción de la data, respectivamente. Finalmente, en la sección 5 y 6 presento los resultados de las estimaciones y la conclusion junto con una discusión sobre implicancias y trabajos futuros se encuentran en la sección 7.

## 2 Revisión de literatura

La literatura sobre los determinantes de los CDS de bonos soberanos es amplia. Existen bastantes estudios que encuentran que factores macroeconómicos globales, factores que son exógenos para países emergentes, tienen un efecto importante en el spread que enfrentan estos países emergente (Naifar (2020), Pan & Singleton (2008), Longstaff et al. (2011), Wang & Moore (2012), Eyssell et al. (2013), Ang & Longstaff (2013)). Por otro lado, se encuentra la línea de trabajos que encuentran que factores locales de cada país impactan el CDS de bonos soberanos (Aguar & Gopinath (2006), Arellano (2008), Hilscher & Nosbusch (2010), Beirne & Fratzscher (2013), Eysell et al. (2013), Jeanneret (2018)). Con ello existe evidencia de que tanto factores locales como globales influyen en el CDS de bonos soberanos de los países. Dado esto, para aislar el efecto de un empeoramiento local de cada país se debe controlar por factores exógenos globales que también afecta el CDS que se enfrentar los países.

Con respecto a la literatura de la relación existente entre el CDS de bonos soberanos e índices accionarios de países emergentes, Xiaolei et al. (2020) investigan los posibles spillovers entre los CDS soberanos, el mercado de commodities e índices accionarios de varios

países. Encuentran que en países emergentes existe mayores spillovers desde CDS soberanos a índices accionarios que países desarrollados. En cambio, en países desarrollados encuentran que existen spillovers desde el índice accionario hacia el CDS del país.

Por otro lado, Hassan et al. (2003) estudia la relación entre riesgo político, riesgo económico y riesgo financiero de países del Medio Oriente y África, con los retornos de índices accionarios de cada país. Encuentran que los riesgos políticos, económicos y financieros tienen un impacto significativo en los retornos y la volatilidad de los índices accionarios. También Liu et al. (2013) encuentran una relación asimétrica entre los distintos tipos de riesgos y el mercado accionario para países dentro del grupo BRICS<sup>1</sup>. Donde encuentran que un ajuste del índice accionario a un shock positivo a los riesgos es más rápido que un shock negativo.

En relación a las metodologías a utilizar en este trabajo, la metodología de *Non-Linear* ARDL (NARDL) ha sido usada por Hu et al. (2018) para estimar la relación asimétrica de un cambio en el precio del petróleo sobre el índice accionario de China. También por Hussain Shahzad et al. (2017) para estimar la relación asimétrica entre spreads CDS y sus determinantes y por Ahmad et al. (2018) y Rahman & Ahmad (2019) para estimar el efecto no lineal que tiene el desarrollo financiero sobre los niveles de  $CO_2$  para China y Pakistán respectivamente.

## 3 Metodología

### 3.1 Non-Linear ARDL

La metodología a utilizar, la cual tiene por interés medir el posible impacto no lineal de un empeoramiento del spread de un país es el *Non-linear* ARDL (NARDL) desarrollado por Shin, Yu & Greenwood-Nimmo (2014). La utilidad de esta metodología radica en que se puede testear efectos asimétricos para efectos de corto plazo y largo plazo, además de testear

---

<sup>1</sup>Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica.

cointegración y cointegración "escondida" (Granger & Yoon, 2003), mediante sólo una estimación. También, esta metodología permite estimaciones con variables independientes I(0), I(1) o una combinación de ambas. El NARDL es una metodología desarrollada a partir del marco de ARDL de Pesaran et al. (2001), donde las variables independientes se dividen en sumatorias acumulativas parciales de cambios positivos y negativos.

La forma general del modelo de corrección de error asociado a un ARDL(p,q) se representa de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = c + \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

En donde  $\Delta$  representa el operador de primera diferencia.  $y_t$  es la variable dependiente para un tiempo  $t$ ,  $c$  es una constante,  $x_t$  el vector de variables independientes para un tiempo  $t$ .  $\rho$  y  $\theta$  son los coeficientes asociados a  $y_{t-1}$  y al vector de variables independientes en niveles  $x_{t-1}$ , respectivamente. Finalmente,  $\gamma$  y  $\beta$  son el coeficiente de corto plazo o de primera diferencia asociados a cada variable, con  $p$  como los lags de la variable dependiente y  $q$  como los lags asociados a las variable independientes. Con ello, Shin et al. (2014) ingresan no-linearidad a la ecuación mediante la siguiente transformación:

$$x^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$$

$$x^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$$

Con tal de que la ecuación que explica el vector de variable independientes es:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$$

Con ello, podemos incluir la transformación anteriormente descrita dentro un modelo ARDL(p,q) para obtener un ARDL no lineal o NARDL:

$$\Delta y_t = c + \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\beta_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \beta_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

Mediante esta metodología es posible testear la existencia de cointegración con test-F desarrollado por Pearsan et al. (2001) llamado *Bounds Test* y denotado por  $F_{PSS}$ . Donde la hipótesis nula es no cointegración de la forma  $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ . Luego, se puede testear la existencia de asimetrías en los efectos de corto plazo de una variable con un test de Wald, de la forma  $\sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^-$  donde si no se logra rechazar la hipótesis nula el efecto es simétrico entre un cambio positivo y uno negativo. Análogamente, se puede realizar un test de Wald para testear asimetrías de largo plazo de la forma  $\theta^+ = \theta^-$ . Finalmente, se puede calcular los multiplicadores del efecto de cada variable explicativa sobre la variable dependiente como:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^+}; m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^-}$$

### 3.1.1 *Threshold* distintos de cero

Para estudiar una relación no simétrica del índice accionario desde un *threshold* del spread EMBI+ o riesgo macroeconómico, siguiendo en el marco de un NARDL, se realiza la siguiente transformación:

$$x^{\tau+} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^{\tau+} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I\{\Delta x_j \geq \tau\}$$

$$x^{\tau-} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^{\tau-} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I\{\Delta x_j \leq \tau\}$$

Siendo  $\tau$  el *threshold*,  $x^{\tau+}$  es la sumatoria acumulada de todos los cambios  $\Delta x_j$  sobre el *threshold*  $\tau$  y  $x^{\tau-}$  es la sumatoria acumulada de todos los cambios  $\Delta x_j$  bajo el *threshold*  $\tau$ . Con tal de que la ecuación que explica el vector de variable independientes es:

$$x_t = x_0 + x_t^{\tau+} + x_t^{\tau-}$$

Con ello, podemos incluir la transformación anteriormente descrita dentro un modelo ARDL(p,q) para obtener un ARDL no lineal o NARDL con un *threshold* distinto de cero:

$$\Delta y_t = c + \rho y_{t-1} + \theta^{\tau+} x_{t-1}^{\tau+} + \theta^{\tau-} x_{t-1}^{\tau-} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\beta_j^{\tau+} \Delta x_{t-j}^{\tau+} + \beta_j^{\tau-} \Delta x_{t-j}^{\tau-}) + \varepsilon_t$$



## 4 Data

Siguiendo la literatura existente, se controla por factores macroeconómicos globales exógenos a los países que puedan afectar el spread de cada país. Con ello se agrega la variable de la tasa de un bono de 3 meses del tesoro de Estados Unidos para controlar por la liquidez global. También para controlar por apetito por riesgo global de inversores, se utiliza la variable de spread entre la tasa de bonos corporativos calificados como BAA por Moodys y la yields de un bono del tesoro de EE.UU de 10 años, junto con el índice accionario MSCI World. Luego, el índice VIX se utiliza para controlar por volatilidad en índices accionarios y finalmente el índice de precios de commodities calculado por el FMI con tal de controlar por actividad económica global.

Los datos a utilizar son mensuales, de siete países latinoamericanos. El período de muestra es desde Septiembre del año 2008 hasta Abril del año 2021, lo cual se traduce en 152 observaciones para cada país. Lo índice a utilizar estan dólares estadounidenses, los cuales son para Argentina es el Merval, para Brasil es el Bovespa, para Chile es el IPSA, para Colombia el COLCAP, para México es el IPC, para Panamá es el BVPSI y finalmente, para Perú el S&P BVL. Cabe destacar que dado que el índice COLCAP de Colombia en dólares tiene un precio menor a 1 durante toda la muestra, estos valores fueron multiplicados por 100. Los datos relacionados con los índices accionarios y los CDS de bonos soberanos fueron obtenidos de Thompson Reuters. Los datos relacionados con la tasa LIBOR, el índice VIX, el spread BAA de Moody's y el índice de precios de commodities fueron descargados desde la base de datos de la FED de St. Louis. Todos los datos son los promedios simples de los valores diarios observados dentro de cada mes. A continuación se presenta una tabla con estadística descriptiva para las variables, todas las variables se encuentran en logaritmo.

Donde  $\Delta$  es la primera diferenciación de una variable y con ello  $\Delta \text{Logíndice}$  es la serie de tiempo de retorno de los índices. Se puede ver que el test Jarque-Bera rechaza la normalidad de la mayoría de las series, excepto las series del logaritmo del índice accionario de Argentina

Table 1: Estadística descriptiva para las variables.

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Est	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Observaciones
Merval	6.6338	6.583	7.468	5.656	0.385	-0.058	2.708	0.657	160
Bovespa	10.091	10.085	10.669	9.183	0.329	-0.195	2.593	2.118	160
IPSA	1.935	1.942	2.345	1.280	0.232	-0.411	2.787	4.798*	160
COLCAP	4.062	3.949	4.648	3.339	0.363	0.070	1.781	10.033***	160
MXX	7.839	7.864	8.173	7.162	0.210	-0.210	3.864	30.678***	160
BVPSI	5.882	6.00	6.179	5.305	0.256	-0.926	2.427	25.070***	160
S&P BVL	8.588	8.641	9.079	7.647	0.288	-0.939	4.176	32.744***	160
CDS Argentina	7.00	6.845	9.301	5.884	0.805	0.948	3.470	19.718***	124
CSDS Brasil	5.450	5.442	6.274	4.860	0.347	0.300	2.161	7.138**	161
CSDS Chile	4.736	4.703	5.607	4.270	0.265	0.912	4.041	27.952***	152
CSDS Colombia	5.254	5.203	6.147	4.855	0.274	0.971	3.717	27.136***	152
CDS México	5.193	5.183	6.088	4.745	0.253	1.074	4.638	46.242***	152
CDS Panamá	5.056	5.006	6.145	4.477	0.315	1.063	4.579	44.430***	152
CDS Perú	5.087	5.053	6.714	4.521	0.285	1.063	5.056	55.396***	152
Tasa T-Bill 3 meses	2.946	2.645	5.692	0.095	1.5975	0.225	1.822	10.671***	161
Spread BAA T-Bills	0.992	0.989	1.796	0.501	0.240	0.891	4.691	40.469***	161
VIX	2.956	2.858	4.119	2.314	0.379	0.911	3.730	25.817***	161
Precios Commodities	4.899	4.870	5.312	4.430	0.219	0.026	1.833	9.155**	161
MSCI World	5.970	5.995	6.548	5.257	0.258	-0.278	2.853	2.219	161
$\Delta$ Merval	-0.002	0.009	0.238	-0.412	0.103	-1.068	5.817	83.869***	161
$\Delta$ Bovespa	-0.003	-0.002	0.255	-0.471	0.095	-1.121	8.248	218.495***	161
$\Delta$ IPSA	0.001	0.005	0.071	-0.290	0.061	-1.208	7.900	200.180***	161
$\Delta$ COLCAP	-0.002	0.007	0.183	-0.426	0.073	-1.508	10.412	424.253***	159
$\Delta$ IPC	-0.001	0.003	0.216	-0.382	0.070	-1.547	10.368	428.397***	161
$\Delta$ BVPSI	0.003	0.003	0.071	-0.074	0.020	-0.852	6.624	107.600***	161
$\Delta$ S&P BVL	-0.001	0.004	0.300	-0.422	0.077	-0.716	9.032	257.835***	161

y Brasil, además de la seria relacionada con el índice accionario mundial de MSCI.

Para estimar la metodología de NARDL es necesario testear que la variable dependiente sea de orden I(1) y que ninguna variable dentro de la ecuación sea I(2). Para ello se realiza un test de Dickey-Fuller Aumentado y un test de Phillips-Perron para testear la presencia de raíz unitaria. Todos los test fueron con constante y tendencia incluidos. A continuación se presentan los resultado de los tests:

Table 2: Test DFA y Phillips-Perron en niveles y primera diferencia a las variables.

	DFA Nivel	DFA Diferencia	PP Nivel	PP Diferencia
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
MERVAL	-2.576	-13.600***	-2.760	-13.446***
Bovespa	-1.891	-10.735***	-1.594	-10.516***
IPSA	-1.513	-11.855***	-1.458	-11.855***
COLCAP	-2.289	-8.968***	-2.089	-8.761***
IPC	-2.564	-14.232***	-2.200	-13.832***
BVPSI	-2.164	-7.419***	-1.466	-12.771***
S&P BVL	-1.698	-12.523***	-1.859	-12.683***
CDS Argentina	-0.236	-9.458***	-0.704	-9.461***
CDS Brasil	-2.690	-10.791***	-2.615	-10.784***
CDS Chile	-3.956***	-11.030***	-3.079**	-11.030***
CDS Colombia	-3.714***	-11.252***	-2.800*	-11.406***
CDS México	-3.841***	-13.032***	-3.052	-13.441***
CDS Panamá	-3.676***	-8.464***	-2.440	-10.817***
CDS Perú	-2.334	-12.687***	-2.503	-12.619***
Tasa T-Bills 3 meses	-0.758	-15.384***	-0.994	-15.796***
Spread BAA	-3.125**	-12.918***	-2.5912*	-12.565***
Precios Commodities	-1.340	-12.133***	-1.262	-12.146***
VIX	-4.032***	15.407***	-3.844***	-17.388***
MSCI World	-0.584	11.621**	-0.488	-11.573***

\*: 10% de significancia, \*\*: 5% de significancia, \*\*\*: 1% de significancia

Podemos ver que se cumplen las condiciones de estacionariedad de las variables para realizar un NARDL. Con ello, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\begin{aligned}
\Delta INDEX_t = & const + \rho INDEX_{t-1} + \theta_1^+ CDS_{t-1}^+ + \theta_1^- CDS_{t-1}^- + \theta_2^+ TBILLS_{t-1}^+ \\
& + \theta_2^- TBILLS_{t-1}^- + \theta_3^+ SBAA_{t-1}^+ + \theta_3^- SBAA_{t-1}^- + \theta_4^+ VIX_{t-1}^+ + \theta_4^- VIX_{t-1}^- \\
& + \theta_5^+ PCOM_{t-1}^+ + \theta_5^- PCOM_{t-1}^- + \theta_6^+ MSCIWORLD_{t-1}^+ + \theta_6^- MSCIWORLD_{t-1}^- \\
& + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta INDEX_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \beta_{1,j}^+ \Delta CDS_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_2-1} \beta_{1,j}^- \Delta CDS_{t-j}^- \\
& + \sum_{j=0}^{q_3-1} \beta_{2,j}^+ \Delta TBILLS_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_4-1} \beta_{2,j}^- \Delta TBILLS_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{q_5-1} \beta_{3,j}^+ \Delta SBAA_{t-j}^+ \\
& + \sum_{j=0}^{q_6-1} \beta_{3,j}^- \Delta SBAA_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{q_7-1} \beta_{4,j}^+ \Delta VIX_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_8-1} \beta_{4,j}^- \Delta VIX_{t-j}^- \\
& + \sum_{j=0}^{q_9-1} \beta_{5,j}^+ \Delta PCOM_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_{10}-1} \beta_{5,j}^- \Delta PCOM_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{q_9-1} \beta_{6,j}^+ \Delta MSCIWORLD_{t-j}^+ \\
& + \sum_{j=0}^{q_{10}-1} \beta_{6,j}^- \Delta MSCIWORLD_{t-j}^- + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{1}$$

Para un NARDL con *threshold* distinto de cero:

$$\begin{aligned}
\Delta INDEX_t = & const + \rho INDEX_{t-1} + \theta_1^{\tau+} CDS_{t-1}^{\tau+} + \theta_1^{\tau-} CDS_{t-1}^{\tau-} + \theta_2 TBILLS_{t-1} \\
& + \theta_3 SBAA_{t-1} + \theta_4 VIX_{t-1} + \theta_5 PCOM_{t-1} + \theta_6 MSCIWORLD_{t-1} \\
& + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta INDEX_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \beta_{1,j}^{\tau+} \Delta CDS_{t-j}^{\tau+} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \beta_{1,j}^{\tau-} \Delta CDS_{t-j}^{\tau-} \\
& + \sum_{j=0}^{q_3-1} \beta_{2,j} \Delta TBILLS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \beta_{3,j} \Delta SBAA_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5-1} \beta_{4,j} \Delta VIX_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_6-1} \beta_{5,j} \Delta PCOM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6-1} \beta_{6,j} \Delta MSCIWORLD_{t-j} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{2}$$

Donde INDEX es el índice accionario de cada país, CDS es el logaritmo del spread CDS

en puntos base, TBILLS es el logaritmo de la tasa de 3 meses de un bono del tesoro estadounidense en puntos base, SBAA es el logaritmo del spread entre tasas de bonos corporativos BAA y la yield de treasury bills de 10 años, VIX es el logaritmo del índice VIX, PCOM es el logaritmo del índice de precios de commodities desarrollado por el FMI y finalmente MSCI World es el logaritmo del índice MSCI World Index.

## 5 Resultados

Para la selección de lags para cada modelo se utilizó el criterio de selección de Akaike, con la restricción que los lags para el logaritmo del CDS sean de igual tamaño. A continuación se presenta la tabla con los resultados obtenidos para el modelo de cada país, en donde la variable dependiente es el logaritmo del índice accionario de cada país:



Table 3: Resultados individuales para estimación de NARDL.

Conditional Error Correction															
Variable	Argentina		Brasil		Chile		Colombia		México		Panamá		Perú		
	Largo Plazo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo
C		0.737		2.911***		-1.239***		-0.131		3.441***		0.303		1.269**	
LOGÍNDICE(-1)		-0.174***		-0.309***		-0.266***		-0.443***		-0.416***		-0.057***		-0.186***	
LOGCDS(-1)		-0.026	-0.141***	-0.165**	-0.282***	-0.028	0.127**	-0.263***	-0.254***	-0.176***	-0.229***	-0.029*	0.020	-0.053	-0.122
LOGTBILL(-1)		-0.016	0.016	0.114*	-0.015	0.006	0.018	0.022***	-0.021**	0.014***	0.001	0.001	-0.001	-0.021***	0.001
LOGSBAA(-1)		0.066	-0.048	-0.014	-0.167	-0.223**	-0.240***	0.071	0.094	-0.034	0.261***	-0.065*	0.044*	0.079	0.105
LOGVIX(-1)		-0.140***	-0.200***	0.025	0.043	-0.068**	0.061**	-0.044*	0.094***	-0.083***	0.037	0.004	0.015	0.035	0.081**
LOGPRECIOS(-1)		0.213	-0.173	0.340***	0.037	0.473***	-0.209***	0.156*	0.320***	0.303***	-0.022	0.050**	0.018	0.429***	0.158**
LOGWORLD(-1)		-0.893**	0.219	-0.740***	0.239*	-0.198	-0.608***	0.455**	-0.604***	0.323	-0.059	0.132**	-0.171***	-0.231	0.126
Corto Plazo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	
D(LOGINDICE(-1))		0.293***		0.165**		0.171**		0.189**		0.225***		0.409***			
D(LOGINDICE(-2))		-0.194**		-0.122		-0.046		-		-		0.126			
D(LOGINDICE(-3))		-		-		0.144**		-		-		-			
D(LOGCDS)		-0.241***	-0.091	-0.513***	-0.581***	-0.265***	-0.019	-0.357***	-0.311***	-0.280***	-0.258***	-	-		
D(LOGCDS(-1))		-	-	-0.060	0.159	-0.172*	-0.021	0.252***	0.004	0.119**	0.020	-	-		
D(LOGCDS(-2))		-	-	0.114*	0.093	-0.227***	0.043	-0.029	-0.156	0.143***	0.154*	-	-		
D(LOGCDS(-3))		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
D(LOGTBILL)		0.048*	-0.062**	-0.003	-	0.018	-0.0320	-0.005	-	0.005	-	-	-		
D(LOGTBILL(-1))		-0.069***	0.062**	-0.044	-	-	-0.025*	-0.028**	-	-0.018*	-	-	-		
D(LOGTBILL(-2))		-	0.054**	-0.043***	-	-	-0.029**	-	-	-	-	-	-		
D(LOGTBILL(-3))		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
D(LOGSBAA)		-	0.218	-	0.055	-	-0.069	-	-	-	-	-	-		
D(LOGSBAA(-1))		-	-	-	0.204	-	0.313***	-	-	-	-	-	-		
D(LOGSBAA(-2))		-	-	-	0.237*	-	0.404***	-	-	-	-	-	-		
D(LOGSBAA(-3))		-	-	-	-	-	0.273**	-	-	-	-	-	-		
D(LOGVIX)		-0.080	0.044	-	0.024	-0.001	-	-	-0.014	-	-	-	-		
D(LOGVIX(-1))		0.204***	0.278***	-	-	0.124***	-	-	-0.101**	-	-	-	-		
D(LOGVIX(-2))		0.168***	0.150**	-	-	0.101**	-	-	-0.114***	-	-	-	-		
D(LOGPRECIOS)		-	0.488*	-	0.636***	-	0.156	-	0.755***	0.052	0.365**	-0.016	-0.083		
D(LOGPRECIOS(-1))		-	-0.004	-	-	-	-0.283*	-	-	-0.643***	-	-0.130**	0.091		
D(LOGPRECIOS(-2))		-	0.458*	-	-	-	-	-	-	-	-	0.082	0.015		
D(LOGPRECIOS(-3))		-	-0.376	-	-	-	-	-	-	-	-	0.090	-0.144***		
D(LOGWORLD)		0.714*	1.249**	0.309	0.210	0.387	0.348	0.243	-	0.768***	-	-	-0.003		
D(LOGWORLD(-1))		0.536	-	0.646**	-0.335	0.341	0.339	-0.144	-	-0.055	-	-	0.170***		
D(LOGWORLD(-2))		0.625*	-	0.456*	0.689***	-	-0.227***	-0.787***	-	0.535***	-	-	0.106**		



Los resultados indican una relación negativa entre un aumento del CDS soberano y el desempeño del índice accionario de cada país, donde un aumento (disminución) del spread de bonos soberanos resulta en una caída (aumento) del índice accionario. Esta relación se puede ver tanto para los factores de largo plazo como para el corto plazo. Esta relación encontrada es consistente con lo esperado, en donde un mayor riesgo del país aumenta el factor de descuento de los flujos futuros recibidos por acciones y/o se tiene una mirada pesimista del futuro para las empresas en donde se espera que estas tengan menos ingresos y con ello menos dividendos para sus accionistas.

Para estimar los coeficientes de largo plazo, siguiendo a Shin et al. (2014) se debe hacer la transformación  $\psi_i = \frac{-\theta_i}{\rho}$ , los resultados de los cuales se presentan a continuación:

Table 4: Coeficientes estimados de largo plazo.

Conditional Error Correction														
Variable	Argentina		Brasil		Chile		Colombia		México		Panamá		Perú	
	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo
LOGCDS	-0.148	-0.809**	-0.533***	-0.911***	-0.105	0.477*	-0.593***	-0.573***	-0.423***	-0.549***	-0.511	0.346	-0.288	-0.658*
LOGTBILL	-0.090	-0.091	-0.037*	-0.047	0.024	0.066*	0.050***	0.047**	0.033***	0.002	0.029	-0.003	0.114***	0.003
LOGSBAA	-0.380	-0.275	-0.047	-0.539	-0.839**	-0.903**	-0.160	0.213	-0.082	0.627***	-1.133*	0.762*	0.427	0.565
LOGVIX	-0.808**	-1.152**	0.080	0.138	-0.254**	0.230*	-0.099*	0.212***	-0.198***	0.089	0.075	0.257	0.189	0.437**
LOGPRECIOS	1.224	-0.997	1.100***	0.120	1.777***	-0.784***	0.353*	0.722***	0.729***	0.052	0.872*	0.322	2.309***	0.849**
LOGWORLD	-5.143*	1.261	-2.390***	0.773**	-0.744	-2.285**	1.028**	-1.365***	0.776*	-0.142	2.303**	-2.990**	-1.243	0.676

\*: 10% de significancia, \*\*: 5% de significancia, \*\*\*: 1% de significancia

Para asegurarse de que los valores estimados no sean una relación espúrea, se prueba por cointegración utilizando el test  $F_{PSS}$  descrito por Pearsan et al. (2001). A continuación se presentan los resultados del test para cada modelo. Para rechazar la hipótesis nula de no cointegración, el valor del estadístico F estimado debe ser mayor que el valor crítico en  $I(1)$  para cada nivel de significancia. Si este valor es menor que el valor crítico en  $I(0)$  no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración, y si el valor del estadístico F queda entre el intervalo entre  $I(0)$  y  $I(1)$  el test es inconcluso. Siguiendo a Shin et al. (2014), el número  $k$  de variables exógenas para los valores críticos del test no es claro. En caso más simple con un regresor descompuesto en  $x_t^+$  y  $x_t^-$  el valor  $k$  de regresores cae entre  $k = 1$  y  $k = 2$ , en donde utilizar  $k = 1$  logra que el test sea modestamente subdimensionado y  $k = 2$  modestamente sobredimensionado. El valor correcto de  $k$  a utilizar cae entre  $k = 1$  y  $k = 2$ . Con ello, dado que el número de  $k$  menor contiene valores críticos más altos y con ello es un test más conservador, Shin et al. (2014) recomienda utilizar el número de  $k$  menor. Para el modelo estimado número de  $k$  cae entre 6 y 12. Los valores críticos para el test  $F_{PSS}$  con para diferentes números  $k$  de variables exógenas se encuentran en anexos. Se presentan ambos test de cointegración, para  $k = 6$  y  $k = 12$ , y sus niveles de significancia correspondiente a continuación.

Table 5: Test  $F_{PSS}$  de cointegración.

F-statistic	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
$k = 6$	3.689**	3.839**	5.060***	5.014***	5.005***	2.912	4.680***
$k = 12$	3.689**	3.839**	5.060***	5.014***	5.005***	2.912	4.680***

\*: 10% de significancia, \*\*: 5% de significancia, \*\*\*:1% de significancia

Se puede ver que se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración para todos los modelos estimados con  $k = 6$  y  $k = 12$ , excepto para Panamá con  $k=6$  y  $k=12$  en donde el test es inconcluso. Dado esto, se llega a la conclusión de que las ecuaciones estimadas no

son espúreas y se puede testear la existencia de efectos asimétricos para coeficientes de largo plazo, como de corto de plazo.

Para ver la existencia de asimetrías en los efectos de un aumento o un disminución del CDS de bonos soberanos en los índices accionarios se debe realizar un test de Wald sobre los coeficientes estimados. A continuación se presentan los resultados de test de asimetrías para corto y largo plazo:

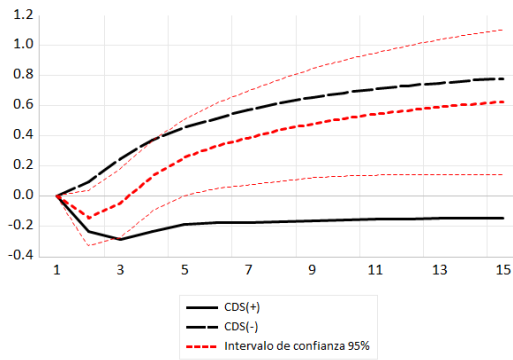
Table 6: Test de Wald para asimetrías de corto y largo plazo.

Wald País	t-statistic	F-statistic	Chi-square
Largo Plazo Argentina	2.086**	4.352**	4.352**
Largo Plazo Brasil	0.857	0.752	0.752
Largo Plazo Chile	-1.656	2.741	2.741*
Largo Plazo Colombia	-0.301	0.090	0.090
Largo Plazo México	0.903	0.816	0.816
Largo Plazo Panamá	-0.516	0.266	0.266
Largo Plazo Perú	0.692	0.479	0.479
Corto Plazo Argentina	-1.503	2.258	2.258
Corto Plazo Brasil	-0.571	0.326	0.326
Corto Plazo Chile	-2.597**	6.744**	6.744***
Corto Plazo Colombia	1.618	2.618	2.618
Corto Plazo México	-0.822	0.675	0.675
Corto Plazo Panamá	-1.509	2.277	2.277
Corto Plazo Perú	-1.509	2.277	2.277

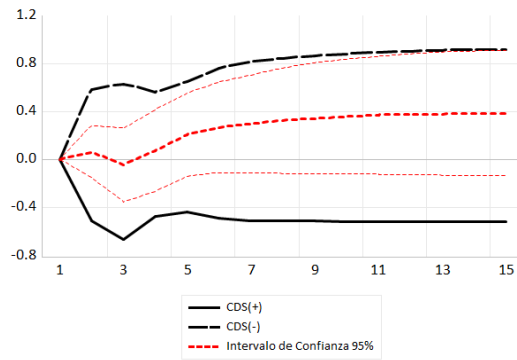
Para los coeficientes de largo plazo, es posible rechazar un efecto simétrico entre aumento y disminución del CDS soberanos para el índice de acciones argentino. Por otro lado, encuentro una relación asimétrica para el efecto de corto plazo para Chile. Con estos resultados no se puede asegurar un comportamiento asimétrico contundente de los inversores con respecto al CDS soberano.

A continuación se presentan los gráficos de los multiplicadores de un shock sobre el CDS en los índices accionarios. Donde las líneas representan el intervalo de confianza de 95%.

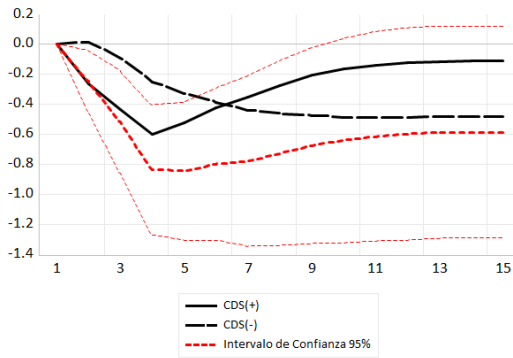
Figure 1: Gráficos de multiplicadores de un cambio en CDS



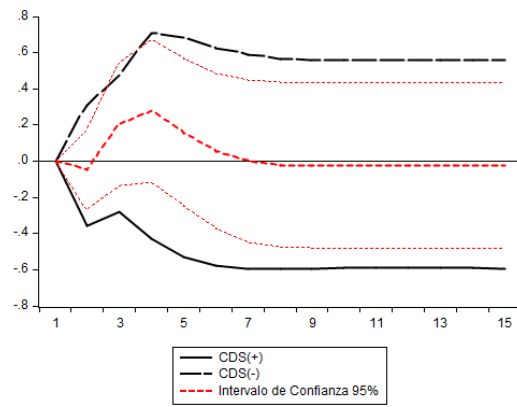
((a)) Multiplicador Argentina



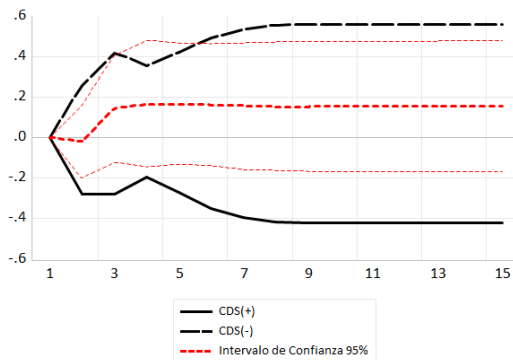
((b)) Multiplicador Brasil



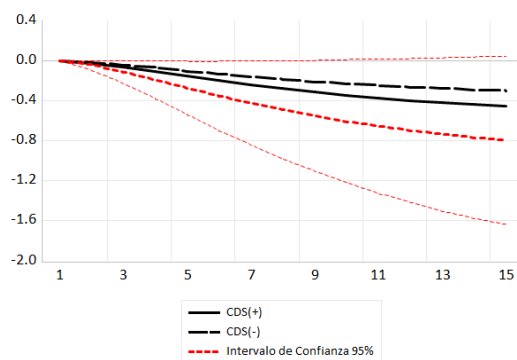
((c)) Multiplicador Chile



((d)) Multiplicador Colombia

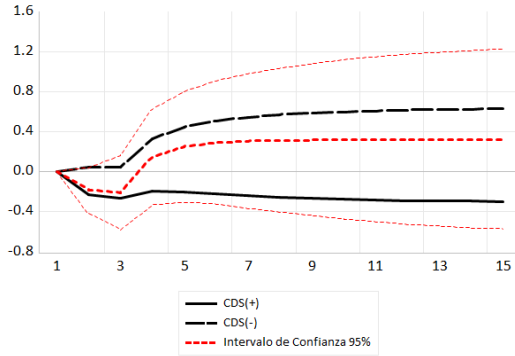


((e)) Multiplicador México



((f)) Multiplicador Panamá

Figure 2: Gráficos de multiplicadores de un cambio en CDS



((a)) Multiplicador Perú

## 5.1 Diagnósticos

Los dos principales problemas que pueden presentar los modelos de series de tiempo son correlación serial entre los residuos y heterocedasticidad de los errores. En donde el más importante es la correlación serial dado que la presencia de correlación serial nos dice que los coeficientes estimados no son insesgados. Para testear la presencia de correlación seria se utilizará el test de Breusch-Godfrey, el test de Breusch-Pagan-Godfrey para la existencia de heterocedasticidad y finalmente Jarque-Bera para ver si los errores se comportan de manera normal.

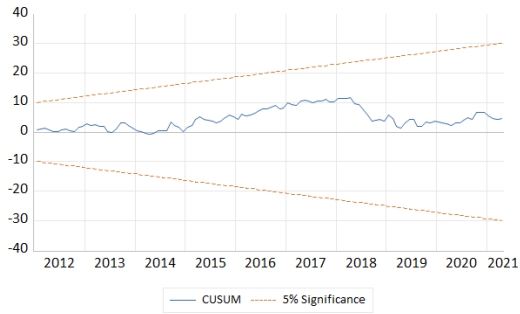
Table 7: Test de correlación serial y heterocedasticidad

	Breusch-Godfrey	Breusch-Pagan-Godfrey
	F-statistic	F-statistic
NARDL Argentina	2.776**	0.745
NARDL Brasil	0.561	0.878
NARDL Chile	1.666	0.834
NARDL Colombia	1.500	1.849**
NARDL México	0.956	0.771
NARDL Panamá	0.619	0.523
NARDL Perú	1.081	1.142

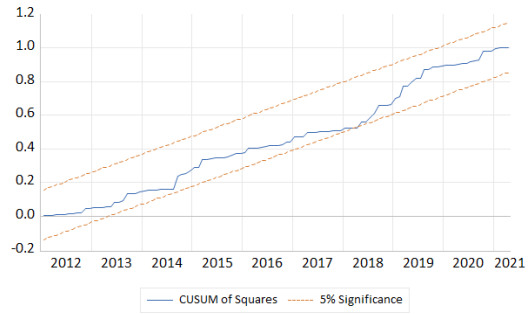
El test de Breusch-Godfrey nos dice que el modelo relacionado con Argentina tiene problemas de correlación serial, sin embargo, para el resto de los modelos no se puede rechazar la hipótesis nula de ningún test de Breusch-Godfrey para las ecuaciones estimadas, lo cual nos dice que estos modelos no presentan correlación serial en sus errores. Por otro lado, rechazamos la hipótesis nula de homocedasticidad de los errores del test Breusch-Pagan-Godfrey para el modelo relacionado con Colombia lo cual nos dice que este modelo tiene problemas de heterocedasticidad.

Para ver si los coeficientes estimados son estables, se grafica la suma acumulada de los errores (CUSUM) y la suma acumulada de los errores al cuadrado (CUSUM Squared) de los modelos. Los gráficos de los CUSUM y CUSUM Squared se presentan a continuación:

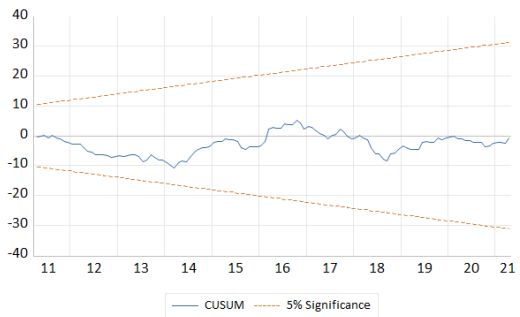
Figure 3: CUSUM y CUSUM SQUARED de regresiones estimadas



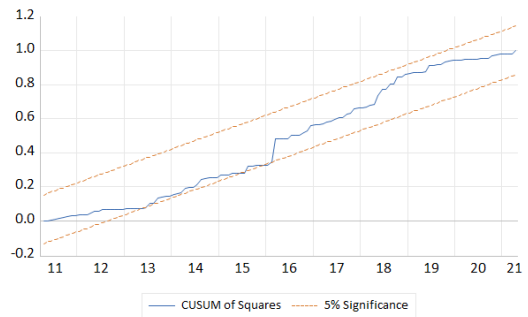
((a)) CUSUM Argentina



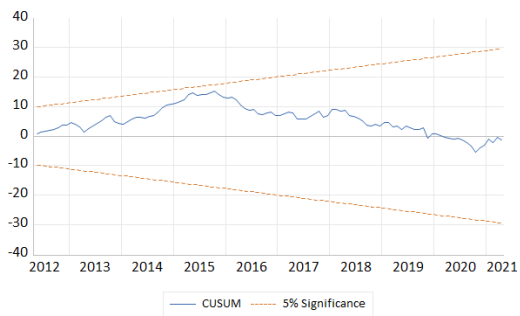
((b)) CUSUM SQUARED Argentina



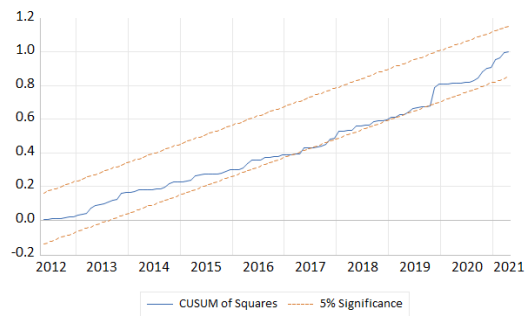
((c)) CUSUM Brasil



((d)) CUSUM SQUARED Brasil

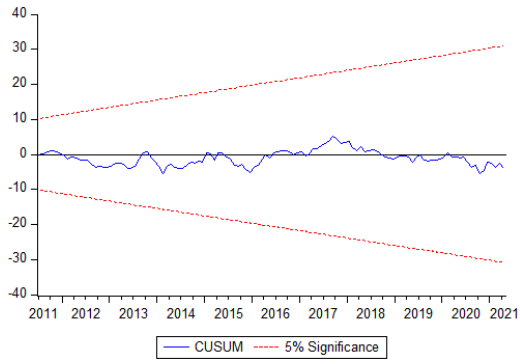


((e)) CUSUM Chile

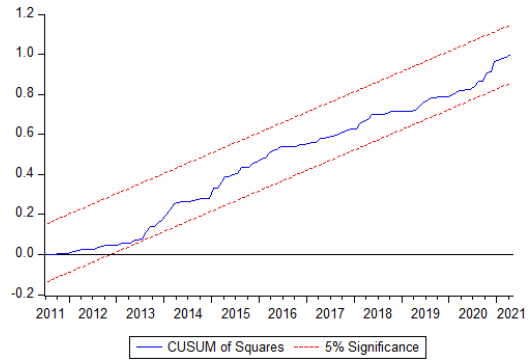


((f)) CUSUM SQUARED Chile

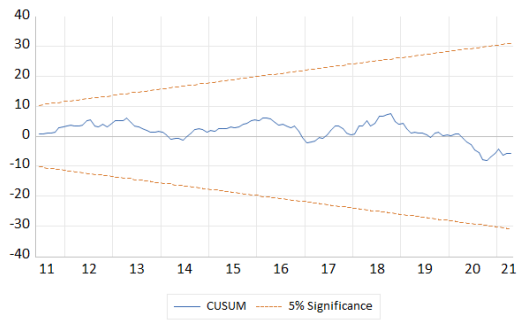




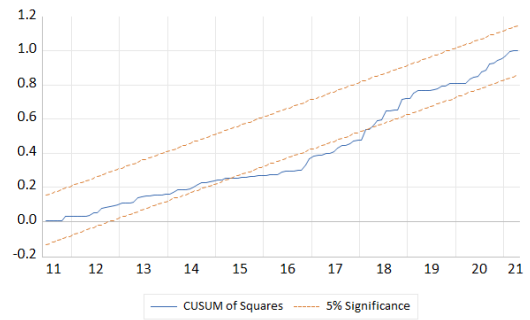
((g)) CUSUM Colombia



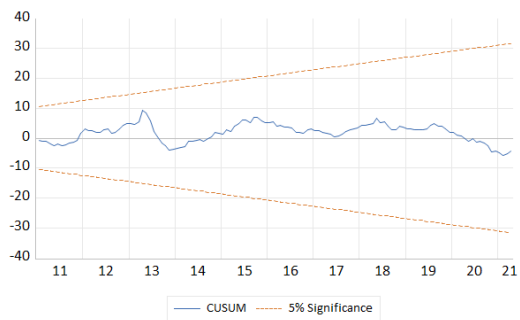
((h)) CUSUM SQUARED Colombia



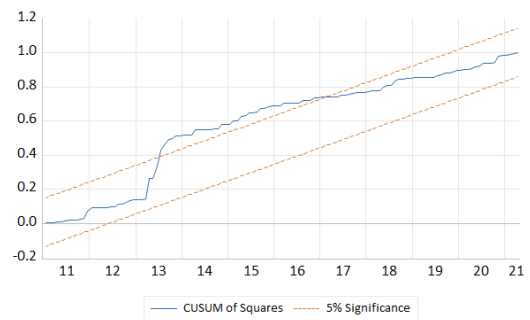
((i)) CUSUM México



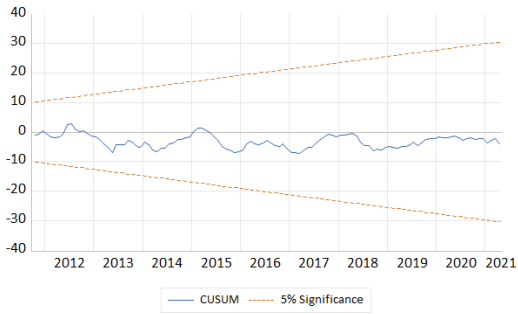
((j)) CUSUM SQUARED México



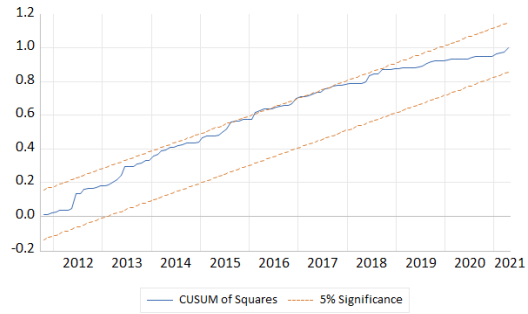
((k)) CUSUM Panamá



((l)) CUSUM SQUARED Panamá



((m)) CUSUM Perú



((n)) CUSUM SQUARED Perú

Los modelos para México y Panamá presentan problemas de inestabilidad de sus coeficients. En donde estos modelos presentan instancias en donde la suma acumulada de errores o la suma al cuadrado (CUSUM Squared) se escapa del intervalo de confianza de 5%. Para testear si estas instancias de inestabilidad son un quiebre estructural se realiza un test de Chow para testear quiebre estructural de los modelos. La fecha para la cual realizo el test de Chow es la fecha en la cual los *CUSUM* o *CUSUM Squared* rompen la barrera de 5% de significancia. A continuación presento los resultados del test de Chow:

Table 8: Test de Chow.  
F-statistic    Log likelihood ratio    Wald Statistic

	F-statistic	Log likelihood ratio	Wald Statistic
México	1.834**	65.628**	51.341***
Panamá	2.320**	75.336***	62.632**

Se rechaza la presencia de quiebre estructural para ambos países. Dado la presencia de un quiebre estructural para México y Panamá, se realizará una nueva estimación del modelo desde la fecha de quiebre estructural hasta Abril 2021.



## 5.2 Estimación desde quiebre estructural

Table 9: Resultados individuales para estimación de NARDL desde quiebre estructural.

Conditional Error Correction					
Variable	México		Panamá		
	Largo Plazo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo
C		6.836		2.620***	
LOGINDICE(-1)		0.084		-0.288***	
LOGCDS(-1)		0.504	-0.744	0.038	0.072*
LOGTBILL(-1)		0.106*	0.260	0.007*	0.016**
LOGSBAA(-1)		-0.541	1.524	-0.108**	0.006
LOGVIX(-1)		0.165	0.862**	0.042*	-0.023
LOGPRECIOS(-1)		-1.039	2.614*	-0.076	0.023
LOGWORLD(-1)		5.396	-4.472	0.225**	0.291***
Corto Plazo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	
D(LOGINDICE(-1))		-0.200		0.307**	
D(LOGINDICE(-2))		-0.697		-	
D(LOGINDICE(-3))		-0.629		-	
D(LOGCDS)	-0.059	-1.074	-0.006	0.099**	
D(LOGCDS(-1))	-0.412	0.755	-0.089**	-0.025	
D(LOGCDS(-2))	-0.077	0.126	-0.061	0.087**	
D(LOGCDS(-3))	-0.096	-0.327	-	-	
D(LOGTBILL)	0.049	0.024	0.002	0.005	
D(LOGTBILL(-1))	-0.163	-0.215	-0.009**	-0.007	
D(LOGTBILL(-2))	-0.017	-0.203	-	-0.008	
D(LOGTBILL(-3))	-0.109	-0.270	-	-	
D(LOGSBAA)	-0.260	1.323	-	-	
D(LOGSBAA(-1))	-0.260	-0.382	-	-	
D(LOGSBAA(-2))	-0.185	-0.977	-	-	
D(LOGSBAA(-3))	-1.054*	-0.497	-	-	
D(LOGVIX)	-0.135	0.172	0.025*	-	
D(LOGVIX(-1))	-0.377	-0.530**	-0.027*	-	
D(LOGVIX(-2))	-0.068	0.012	-	-	
D(LOGVIX(-3))	-0.426**	-0.144	-	-	
D(LOGPRECIOS)	0.544	-1.775*	-0.044	-	
D(LOGPRECIOS(-1))	-1.042	-1.879	-0.112	-	
D(LOGPRECIOS(-2))	-1.422	-0.748	0.114*	-	
D(LOGPRECIOS(-3))	-	-0.313	-	-	
D(LOGWORLD)	1.354	-1.404	0.175	-0.032	
D(LOGWORLD(-1))	-0.280	-0.929	-0.138	-0.284*	
D(LOGWORLD(-2))	-0.383	3.487	-	-0.068	
D(LOGWORLD(-3))	-3.260	-	-	-0.175***	
Observaciones		69		92	

Table 10: Resultados coeficientes de Largo Plazo desde quiebre estructural.

Conditional Error Correction				
Variable	México		Panamá	
	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo
LOGCDS	-5.991	8.847	0.132	0.250**
LOGTBILL	-1.257	3.095	0.023*	0.054***
LOGSBAA	6.434	-18.128	-0.376**	0.020
LOGVIX	-1.957	-10.251	0.147***	-0.081
LOGPRECIOS	12.357	-31.094	-0.265	0.080
LOGWORLD	-64.181	53.187	0.781**	1.011***

Table 11: Test  $F_{PSS}$  de cointegración.

F-statistic	México	Panamá
k = 5	2.328	3.825**
k = 12	2.328	3.825**

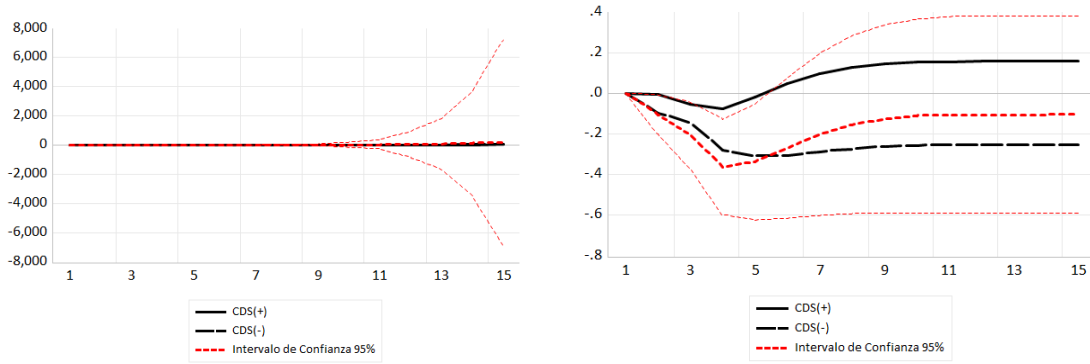
\*: 10% de significancia, \*\*: 5% de significancia, \*\*\*:1% de significancia

Table 12: Test de Wald para asimetrías de corto y largo plazo.

Wald País	t-statistic	F-statistic	Chi-square
Largo Plazo México	-0.113	0.013	0.013
Largo Plazo Panamá	-0.539	0.291	0.291
Corto Plazo México	-0.098	0.010	0.010
Corto Plazo Panamá	-2.013**	4.053**	4.053**

Se encuentran asimetrías en los comportamientos de los índices accionarios sobre shocks al CDS soberanos para el corto plazo, para ambos Panamá. A continuación los gráficos de multiplicadores para ambos modelos:

Figure 4: Gráficos de multiplicadores de un cambio en EMBI



((a)) Multiplicador México

((b)) Multiplicador Panamá

### 5.3 Diagnósticos

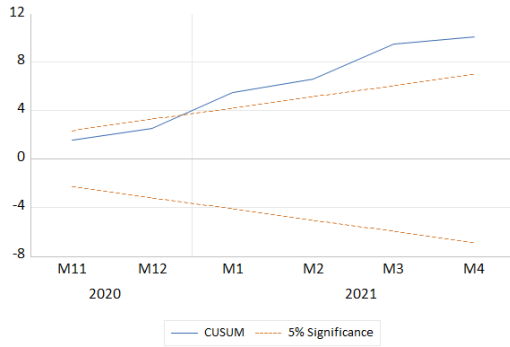
A continuación se muestran los resultados para el test de correlación serial y hetercedasticidad para los modelos estimados:

Table 13: Test de correlación serial y heterocedasticidad

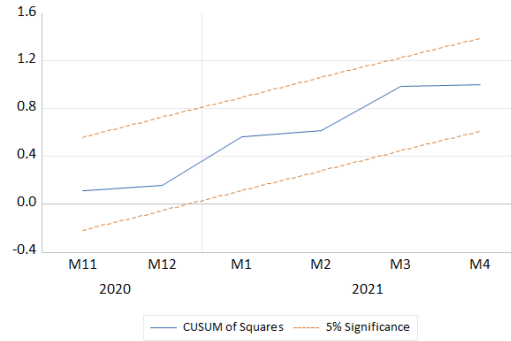
	Breusch-Godfrey	Breusch-Pagan-Godfrey
	F-statistic	F-statistic
NARDL México	83.130***	0.560
NARDL Panamá	1.262	0.835

Los tests dan cuenta de que el modelo estimado para México no presenta correlación serial, a diferencia del modelos estimado con el total de la muestra. Los gráficos de *CUSUM* y *CUSUM Squared* se muestran a continuación:

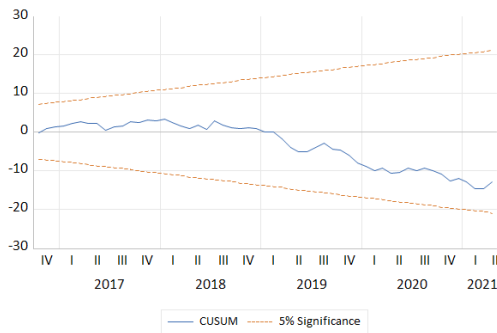
Figure 5: CUSUM y CUSUM SQUARED de regresiones estimadas



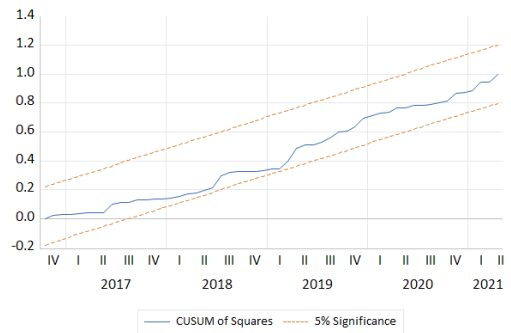
((a)) CUSUM México



((b)) CUSUM SQUARED México



((c)) CUSUM Panamá



((d)) CUSUM SQUARED Panamá

Dado que la suma acumulativa de los errores para el modelo mexicano logra cruzar la línea de 5% de significancia, se llega a la conclusión que este modelo estimado no es estable y los coeficientes estimados no se mantienen en el tiempo. Para el modelo de Panamá, se concluye que los coeficientes son estables.

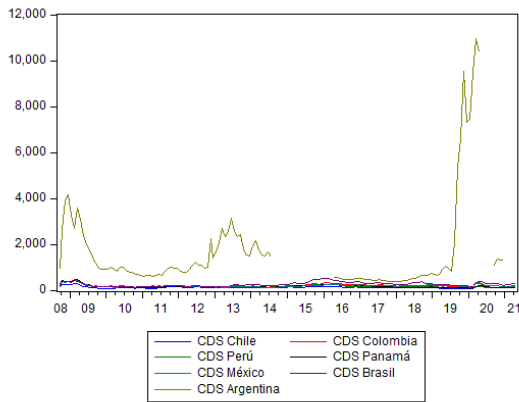
## 6 Análisis de *Threshold*

Para estudiar la posibilidad de un *threshold* distinto de cero en el cual la respuesta del índice accionario sobre cambio en el ambiente macroeconómico es distinta, se hace la transformación descrita anteriormente y se estima la ecuación (2) para distintos *thresholds*

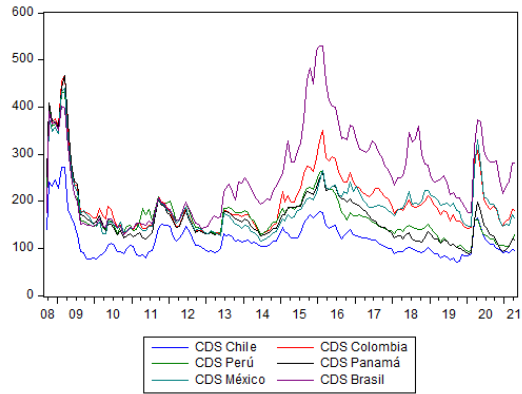
$\tau$ .

Durante el tiempo de la muestra existen dos crisis financieras que afectan el spread soberano de los países. Además, entre los países el spread soberano ha sido disímil durante los 13 años de muestra. Chile, que ha gozado de mayor estabilidad macroeconómico que el resto de los países Latinoamericanos durante la muestra, presenta un menor spread que el resto de los países durante la gran mayoría del tiempo.

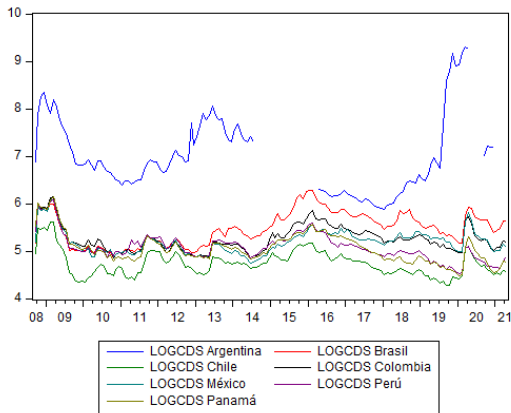
Figure 6: Serie de tiempo para CDS soberano en puntos base y logaritmo de puntos base



((a)) CDS en puntos base con Argentina



((b)) CDS en puntos base sin Argentina



((c)) CDS en logaritmo de puntos base

Con ello, es posible pensar sobre la existencia de un *threshold* para el modelo estimado en donde la pendiente de un cambio macroeconómico es distinto a la pendiente bajo ese *threshold*. Para incluir la existencia de un *threshold* distinto de cero utilizo la transformación



descrita por Shin et al. (2014). A continuación presento los resultados de tres modelos distintos que utilizan distintos *thresholds*. Dos de ellos se enfocan en el cambio porcentual del spread EMBI+ y una se enfoca en el spread en términos de niveles.

## 6.1 *Threshold* para cambios del 25% superior

Este modelo incluye un *threshold* para cambios en el logaritmo del spread soberano,  $\Delta \text{LogCDS}$ , sobre el percentil 75%. Es decir, se quiere encontrar una relación no lineal entre los cambios que se encuentran en el 25% superior de la distribución observada y cambios que se encuentran en el 75% inferior. Con tal de que:

$$x^{\tau_{75}^+} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^{\tau_{75}^+} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I\{\Delta x_j \geq \tau_{75}\}$$

$$x^{\tau_{75}^-} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^{\tau_{75}^-} = \sum_{j=1}^t \Delta x_j I\{\Delta x_j \leq \tau_{75}\}$$

Siendo  $x^{\tau_{75}^+}$  la suma acumulada de cambios  $\Delta \text{LogCDS}$  sobre el percentil 75 (25% superior de la distribución) y  $x^{\tau_{75}^-}$  la suma acumulada de cambios  $\Delta \text{LogCDS}$  bajo el percentil 75. Esto lleva a la transformación:

$$x_t = x_0 + x_t^{\tau_{75}^+} + x_t^{\tau_{75}^-}$$

Los resultados de la ecuación estimada con la transformación descrita anteriormente se encuentran a continuación:

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
C	2.144***	2.571***	0.713	2.575***	1.371**	0.233	2.143***
LOGINDICE(-1)*	-0.122***	-0.189***	-0.077**	-0.207***	-0.171***	-0.040***	-0.165***
LOGCDS>p(75)(-1)	-0.016	-0.093**	0.020	-0.101**	-0.078***	0.0120	0.027
LOGCDS<p(75)(-1)	-0.015	-0.086**	0.17	-0.131***	-0.075**	0.002	-0.031
LOGTBILL(-1)	-0.006	0.006**	0.001	-0.004	-0.006*	0.001	0.009**
LOGSBAA(-1)	-0.044	-0.144***	-0.104**	-0.097**	0.014	-0.004	-0.104**
LOGVIX(-1)	-0.138***	0.040**	0.035**	-0.067***	-0.048**	-0.004	0.024
LOGPRECIOS(-1)	-0.093	0.018	0.021	0.141**	0.036	0.025**	0.176***
LOGWORLD(-1)	-0.070	-0.114***	-0.110	-0.374***	-0.009	-0.020	-0.291***
Coeficientes de Corto Plazo							
$\Delta LOGINDICE(-1)$	0.362***	0.148**	0.204**	0.121	0.122**	0.527***	0.169**
$\Delta LOGINDICE(-2)$	-0.236***	-0.157***	-	-0.107	-0.204***	-	-
$\Delta LOGCDS>p(75)$	-0.221***	-0.472***	-0.261***	-0.375***	-0.309***	-0.026	-0.106
$\Delta LOGCDS>p(75)(-1)$	0.053	-0.093	-0.113	0.109	-	-0.080***	0.052
$\Delta LOGCDS>p(75)(-2)$	-	-	-0.211***	-0.124*	-	-0.008	-0.046
$\Delta LOGCDS>p(75)(-3)$	-	-	-	-0.025	-	0.004	-
$\Delta LOGCDS<p(75)$	-0.125*	-0.516***	0.010	-0.348***	-0.228***	0.033	-0.091
$\Delta LOGCDS<p(75)(-1)$	-0.049	0.023	0.004	-0.168**	-	-0.006	-0.011
$\Delta LOGCDS<p(75)(-2)$	-	-	0.078	-0.038	-	0.066***	-0.125
$\Delta LOGCDS<p(75)(-3)$	-	-	-	-0.003	-	0.023	-
$\Delta LOGTBILL$	-	0.001	-	-	-0.005	-	-0.004
$\Delta LOGTBILL(-1)$	-	-0.001	-	-	-	-	0.007
$\Delta LOGTBILL(-2)$	-	-0.025***	-	-	-	-	0.018**
$\Delta LOGSBAA$	0.131	-0.1111***	-0.135	0.054	-	-	0.156*
$\Delta LOGSBAA(-1)$	-	-0.0071	0.168**	-	-	-	0.141*
$\Delta LOGSBAA(-2)$	-	0.0655*	0.204***	-	-	-	0.193**
$\Delta LOGVIX$	-0.063	-0.0566***	0.048	-	-	-	0.055*
$\Delta LOGVIX(-1)$	0.155***	-0.0033	0.049**	-	-	-	-0.049*
$\Delta LOGVIX(-2)$	0.063***	-0.0275	-	-	-	-	-
$\Delta LOGVIX(-3)$	-	-0.0203	-	-	-	-	-
$\Delta LOGVIX(-4)$	-	-0.0050	-	-	-	-	-
$\Delta LOGVIX(-5)$	-	-0.0238	-	-	-	-	-
$\Delta LOGPRECIOS$	0.216	0.0347	0.362***	0.569***	0.278***	-	0.518***
$\Delta LOGPRECIOS(-1)$	-	-	-	-	-0.228**	-	0.200
$\Delta LOGPRECIOS(-2)$	-	-	-	-	0.144	-	0.246**
$\Delta LOGWORLD$	0.787***	0.0347	0.405**	-	0.214	-	0.852***
Observaciones	118	159	148	148	151	148	149

Table 14: Resultados de estimaciones.

Donde  $LOGCDS>p(75)$  es la suma acumulada hasta tiempo  $t$  de cambios  $\Delta LogCDS>p(75)$  sobre el percentil 75.  $LOGCDS<p(75)$  es la suma acumulada hasta tiempo  $t$  de cambios  $\Delta LogCDS<p(75)$  bajo el percentil 75. Los efectos de corto plazo estimados son del signo esperado. Sin embargo, los efectos de largo plazo estimados son del signo esperado para sólo

Argentina, Brasil, Colombia y México.

Interesantemente, la pendiente estimada de Largo Plazo para los cambios sobre el *threshold* es menor a los Colombia, Panamá y Perú. Esto es contrario a la hipótesis previa que se tenía antes de las estimaciones, en donde se pensaba que cambios sobre el *threshold* tengan un coeficiente más negativo a cambio bajo el *threshold*. Para cambios en el Corto Plazo, la hipótesis se cumple para todos los países excepto para Brasil y Panamá en donde el coeficiente de corto plazo estimado para cambios bajo el *threshold* es menor que sobre el *threshold*.

---

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
LOGCDS>p(75)	-0.134	-0.492***	0.265	-0.488***	-0.455***	0.302	0.162
LOGCDS<p(75)	-0.127	-0.454***	0.217	-0.635***	-0.438**	0.050	-0.186
LOGTBILL	-0.050	0.034**	0.004	-0.019	-0.033**	0.015	0.052***
LOGSBAA	-0.365	-0.760***	-1.356*	-0.468**	0.080	-0.105	-0.629**
LOGVIX	-1.135***	0.210**	0.457	-0.325***	-0.278***	0.104	0.144
LOGPRICES	-0.766	0.097	0.278	0.682***	0.209	0.626**	1.068***
LOGWORLD	-0.574	-0.601***	-1.424	-1.809***	-0.054	-0.501	-1.765***

---

Table 15: Coeficientes de Largo Plazo.

Para ver si los efectos de largo plazo no son espúreos, se realiza el *Bounds Tests* de cointegración. Los resultados de este tests nos dicen que se no rechaza la hipótesis nula de no cointegración solo para dos países, Argentina y Colombia. Con ello, no podemos utilizar los coeficientes de largo plazo de estos países para nuestro análisis.

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
k = 6	3.129	4.578***	4.578***	3.107	3.225*	3.370*	6.340***
k = 7	3.129	4.578***	4.578***	3.107	3.225*	3.370*	6.340***

Table 16: Tests  $F_{PSS}$  de Cointegración.

Para estudiar la existencia de asimetrías se utiliza un test de Wald sobre los coeficientes estimados. Los tests de Wald inferen que existen asimetrías en los efectos de Largo Plazo para Panamá y para Perú, sin embargo no se puede asegurar asimetrías en el Corto Plazo para estos Perú. Para Chile y Panamá, los resultados dictan que sí existen asimetrías en el Corto Plazo.

	t-statistic	F-statistic	Chi-square
Largo Plazo Argentina	-0.088	0.008	0.008
Largo Plazo Brasil	-1.031	1.063	1.063
Largo Plazo Chile	0.165	0.027	0.027
Largo Plazo Colombia	-1.804*	3.253*	3.253*
Largo Plazo México	-0.211	0.044	0.044
Largo Plazo Panamá	2.533**	6.418**	6.418**
Largo Plazo Perú	3.529***	12.453***	12.453***
Corto Plazo Argentina	0.061	0.004	0.004
Corto Plazo Brasil	0.602	0.363	0.363
Corto Plazo Chile	-3.815***	14.834***	14.834***
Corto Plazo Colombia	-0.165	0.027	0.027
Corto Plazo México	-1.446	2.091	2.091
Corto Plazo Panamá	-3.573***	12.765***	12.765***
Corto Plazo Perú	-0.619	0.382	0.382

Table 17: Tests de Wald para asimetrías.

### 6.1.1 Diagnósticos

Para ver si existen problemas con el modelo estimado se realizan tests de correlación serial y de heterocedasticidad sobre los errores de los modelos. También se grafican los CUSUM y CUSUM al cuadrado de los modelos.

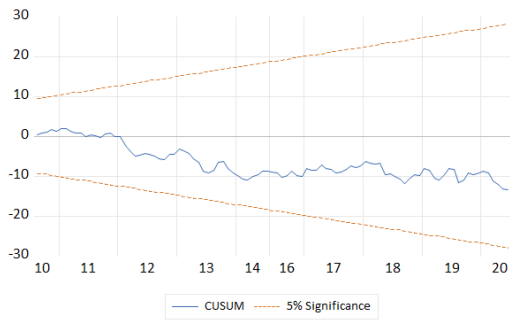
Ninguno de los modelos estimados tienen problemas de correlación serial por lo que los coeficientes estimados no tendrían sesgo de correlación serial. Sin embargo, los modelos de Brasil y de Perú presentan heterocedasticidad en sus errores.

	Breusch-Godfrey	Breusch-Pagan-Godfrey
	F-statistic	F-statistic
Argentina	1.244	1.163
Brasil	0.621	1.435*
Chile	1.173	1.225
Colombia	0.532	1.111
México	0.359	1.157
Panamá	0.517	0.614
Perú	0.495	2.285***

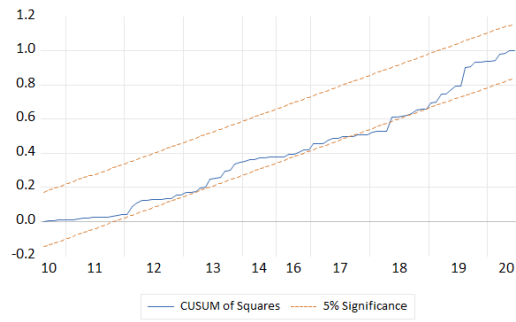
Table 18: Tests de correlación de serial y heterocedasticidad.

Con respecto a la estabilidad de los coeficientes, los modelos de Chile, México, Panamá y Perú presentan instancias en donde los CUSUM al cuadrado sobrepasan de la línea de 5% del intervalo de confianza. Para ver la posibilidad de un quiebre estructural en la fecha en la cual los CUSUM al cuadrado por primera vez sobrepasan la línea de 5% se realiza un test de Chow.

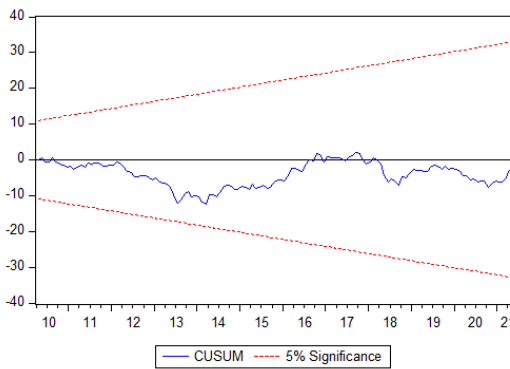
Figure 7: CUSUM y CUSUM SQUARED de regresiones estimadas para modelo  $>p(75)$



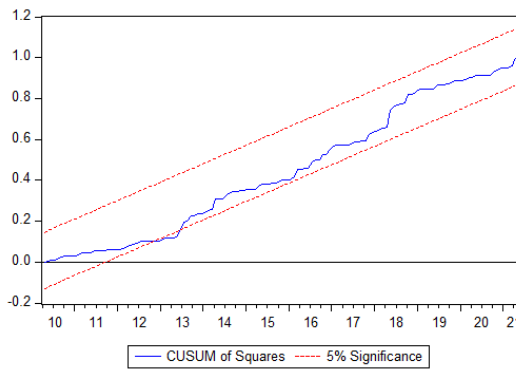
((a)) CUSUM Argentina



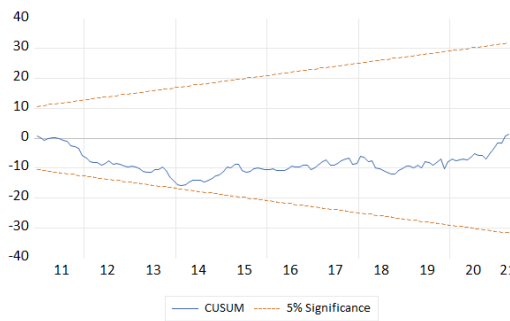
((b)) CUSUM SQUARED Argentina



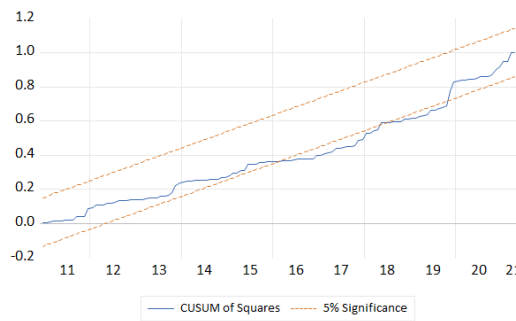
((c)) CUSUM Brasil



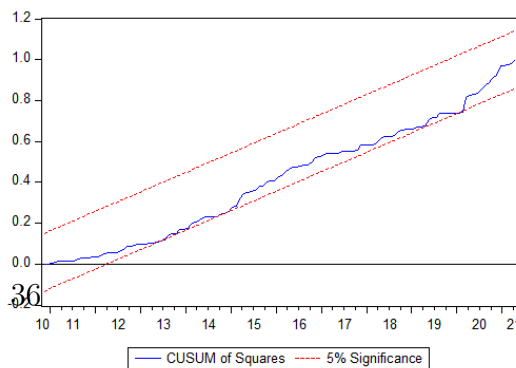
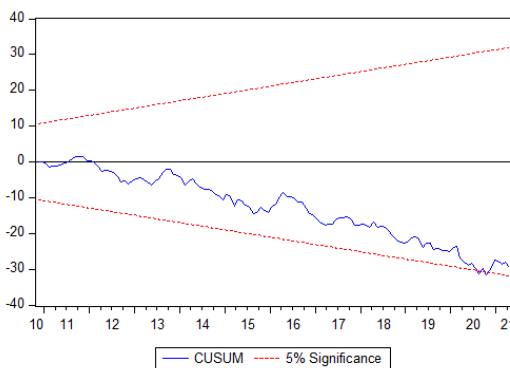
((d)) CUSUM SQUARED Brasil

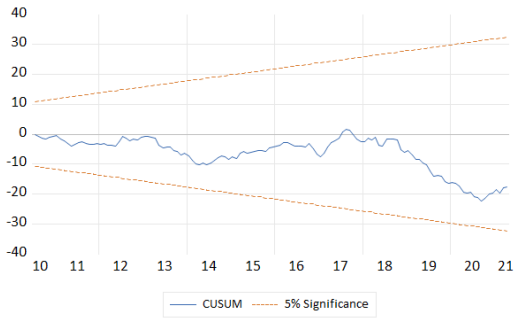


((e)) CUSUM Chile

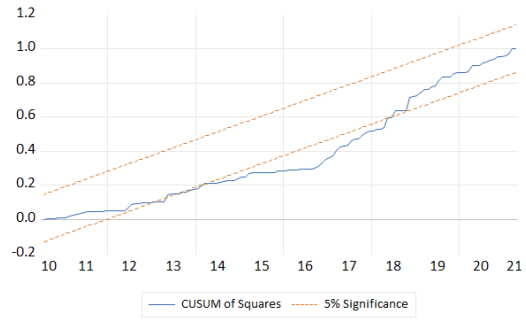


((f)) CUSUM SQUARED Chile

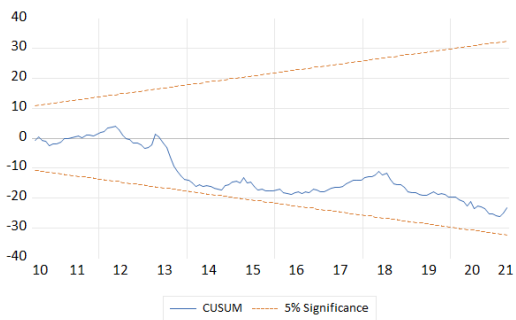




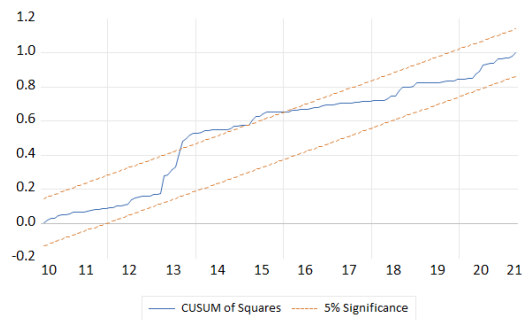
((i)) CUSUM México



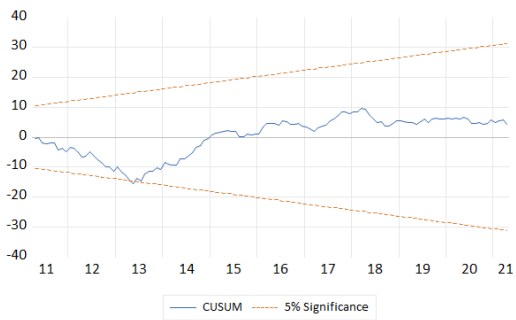
((j)) CUSUM SQUARED México



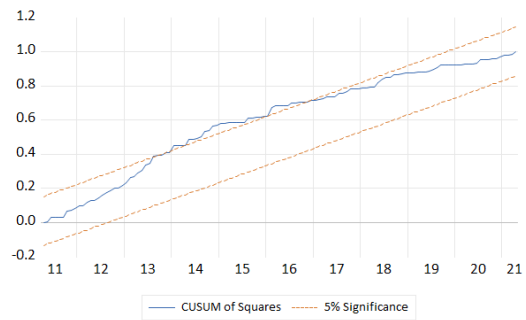
((k)) CUSUM Panamá



((l)) CUSUM SQUARED Panamá



((m)) CUSUM Perú



((n)) CUSUM SQUARED Perú

Los tests de Chow para los modelos de Panamá y Perú dictan que se rechaza la hipótesis nula de ningún cambio estructural en esa fecha por lo cual se estiman estos modelos nuevamente desde el quiebre estructural hasta el final de la muestra.

	F-statistic	Log likelihood ratio	Wald Statistic
Chile	1.304	38.141**	29.984
México	1.041	27.612	21.871
Panamá	2.213***	45.041***	39.840***
Perú	1.576*	57.870***	44.137**

Table 19: Test de Chow.

### 6.1.2 Desde quiebre estructural

A continuación se presentan los resultados para los modelos estimados después del quiebre estructural. Los coeficientes de Largo y Corto Plazo estimados para cambios bajo el *threshold* son menores a los coeficientes estimados para cambios sobre el *threshold*.



	Panamá	Perú
C	1.0.27***	1.812*
LOGINDICE(-1)*	-0.214***	-0.283***
LOGCDS>p(75)(-1)	-0.044***	0.247**
LOGCDS<p(75)(-1)	-0.002	0.104
LOGTBILL(-1)	0.005**	0.015***
LOGSBAA(-1)	-0.0.38	-0.108
LOGVIX(-1)	0.013	0.0.028
LOGPRICES(-1)	-0.048**	0.125**
LOGWORLD(-1)	0.099*	0.001
Coeficientes de Corto Plazo		
$\Delta LOGINDICE(-1)$	0.254*	0.247**
$\Delta LOGINDICE(-2)$	0.122	0.104
$\Delta LOGINDICE(-3)$	-0.150	-
$\Delta LOGCDS>p(75)$	-0.077***	-0.029
$\Delta LOGCDS>p(75)(-1)$	-0.068**	0.087
$\Delta LOGCDS>p(75)(-2)$	0.015	-0.239**
$\Delta LOGCDS>p(75)(-3)$	0.046	-0.174*
$\Delta LOGCDS<p(75)$	0.046	-0.202**
$\Delta LOGCDS<p(75)(-1)$	0.037	-0.156
$\Delta LOGCDS<p(75)(-2)$	0.112***	-0.053
$\Delta LOGCDS<p(75)(-3)$	0.062*	0.045
$\Delta LOGTBILL$	-0.004	-0.041***
$\Delta LOGTBILL(-1)$	-0.006	-0.016
$\Delta LOGSBAA$	-	0.048
$\Delta LOGVIX$	0.001	0.025
$\Delta LOGVIX(-1)$	-0.031***	-0.008
$\Delta LOGVIX(-2)$	-0.012	0.070***
$\Delta LOGVIX(-3)$	0.018**	0.046**
$\Delta LOGWORLD$	-0.029	1.057***
$\Delta LOGWORLD(-1)$	-0.190**	-
$\Delta LOGWORLD(-2)$	0.077	-
$\Delta LOGWORLD(-3)$	0.124*	-
Observaciones)	88	86

Table 20: Resultados estimacion desde quiebre estructural.

	Panamá	Perú
LOGCDS>p(75)	-0.206***	-0.098
LOGCDS<p(75)	-0.011	-0.1623
LOGTBILL	0.023***	0.054***
LOGSBAA	-0.177	-0.380
LOGVIX	0.060	0.101
LOGPRECIOS	-0.223**	0.442**
LOGWORLD	0.463*	0.005

Table 21: Coeficientes de Largo Plazo estimados.

El test de cointegración puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración para ambos, por lo cual se pueden tomar en cuenta en el análisis de asimetrías los coeficientes de Largo Plazo y Corto Plazo.

	Panamá	Perú
k = 5	3.460*	6.291***
k = 6	3.460*	6.291***

Table 22: Tests  $F_{PSS}$  de Cointegración.

Los tests de Wald muestran que existen asimetrías para los coeficientes de Largo Plazo y Corto Plazo para el modelo estimado de Panamá.

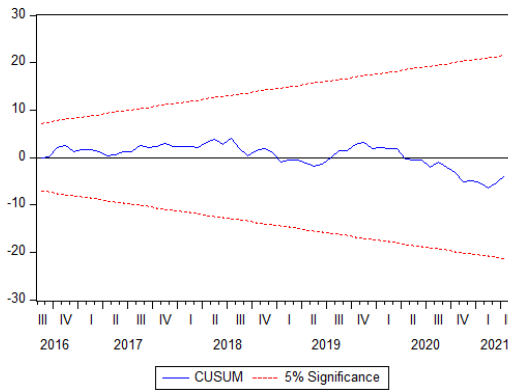
	t-statistic	F-statistic	Chi-square
Largo Plazo Panamá	-3.330***	11.087***	11.087***
Largo Plazo Perú	0.630	0.397	0.397
Corto Plazo Panamá	-3.238***	10.487***	10.487***
Corto Plazo Perú	0.004	0.002	0.002

El modelo estimado relacionado con Panamá presenta correlación serial, pero no presenta heterocedasticidad en sus errores. Luego, los gráficos de CUSUM y CUSUM al cuadrado nos dicen que los coeficientes estimados son estables.

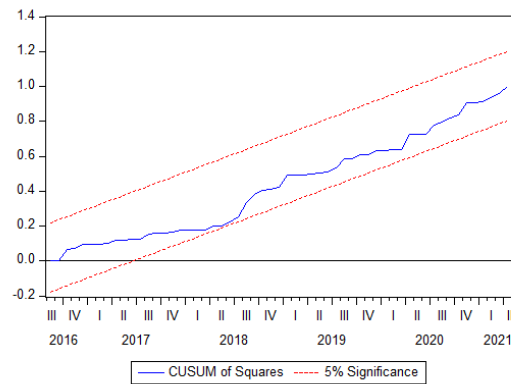
	Breusch-Godfrey	Breusch-Pagan-Godfrey
	F-statistic	F-statistic
Panamá	3.529**	0.944
Perú	0.629	0.707

Table 23: Tests de Correlación Serial y Heterocedasticidad.

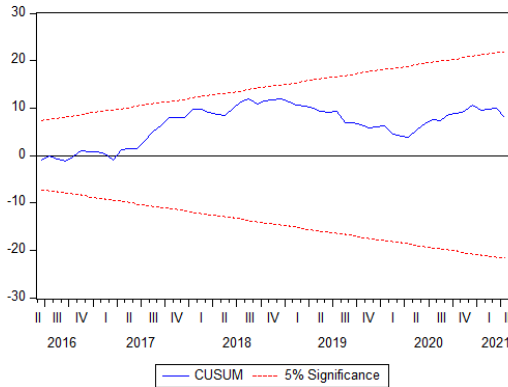
Figure 8: CUSUM y CUSUM SQUARED de regresiones estimadas para modelo  $>p(75)$  desde quiebre estructural.



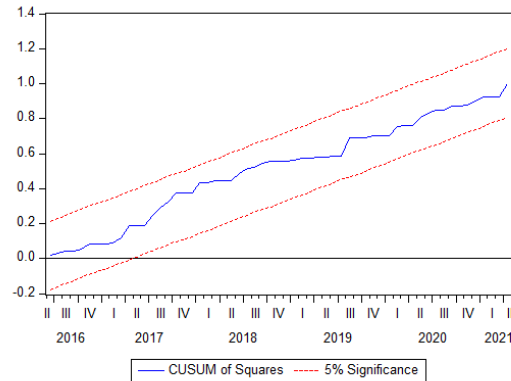
((a)) CUSUM Panamá



((b)) CUSUM SQUARED Panamá



((c)) CUSUM Perú



((d)) CUSUM SQUARED Perú

Con los modelos estimados no podemos asegurar la existencia de *threshold*, ni la hipótesis de que asimetría en los coeficientes estimados sobre y bajo este *threshold* para países latinoamericano. Para ver la existencia de un *threshold* mayor se realizan estimaciones.

## 6.2 *Threshold* para cambios del 10% superior

Con los modelos estimados anteriormente no podemos asegurar la existencia de *threshold*, ni la hipótesis de que asimetría en los coeficientes estimados sobre y bajo este *threshold*. Para ver la existencia de un *threshold* mayor se realizan estimaciones en donde el *threshold* se encuentra en el percentil 90 en lugar del percentil 75. Con ello, se espera encontrar una asimetría para cambios dentro del 10% superior de la distribución.

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
C	1.537***	2.557***	0.640	3.029***	1.182**	0.103	1.983***
LOGINDICE(-1)*	-0.122***	-0.181***	-0.087**	-0.249***	-0.172***	-0.032***	-0.149***
LOGCDS>p(90)(-1)	-0.028**	-0.091***	0.034	-0.121***	-0.084***	0.011	0.027
LOGCDS<p(90)(-1)	-0.041	-0.086**	0.029	-0.178***	-0.068**	0.004	-0.044
LOGTBILL(-1)	-0.005	0.006*	0.001	-0.003	-0.006**	0.001	0.013***
LOGSBAA(-1)	0.001	-0.144***	-0.110**	-0.104**	0.019	-0.002	-0.090
LOGVIX(-1)	-0.105***	0.034*	0.022	-0.072***	-0.046**	-0.004	0.041**
LOGPRECIOS(-1)	-0.122**	0.022	0.036	0.161***	0.037	0.023**	0.127***
LOGWORLD(-1)	0.030	-0.129***	-0.100	-0.442***	0.025	-0.004	-0.258***
Coeficientes de Corto Plazo							
$\Delta LOGINDICE(-1)$	0.312***	0.180***	0.214***	0.113	0.118**	0.547***	0.124*
$\Delta LOGINDICE(-2)$	-0.288***	-0.167***	-	-	-0.202***	-	-
$\Delta LOGCDS>p(90)$	-0.179***	-0.435***	-0.220***	-0.363***	-0.307***	-0.016	-0.157**
$\Delta LOGCDS>p(90)(-1)$	-	-	-0.100	0.097	-	-0.071***	-
$\Delta LOGCDS>p(90)(-2)$	-	-	-0.215***	-0.064	-	-0.003	-
$\Delta LOGCDS>p(90)(-3)$	-	-	0.005	-0.004	-	0.012	-
$\Delta LOGCDS<p(90)$	-0.243***	-0.518***	0.023	-0.387***	-0.246***	0.021	-0.142*
$\Delta LOGCDS<p(90)(-1)$	-	-	-0.029	-0.072	-	-0.020	-
$\Delta LOGCDS<p(90)(-2)$	-	-	0.040	-0.001	-	0.052***	-
$\Delta LOGCDS<p(90)(-3)$	-	-	-0.108**	0.010	-	0.012	-
$\Delta LOGTBILL$	-	0.004	-	-	-0.005	-	-0.004
$\Delta LOGTBILL(-1)$	-	-0.002	-	-	0.013*	-	0.003
$\Delta LOGTBILL(-2)$	-	-0.024***	-	-	0.013*	-	0.016*
$\Delta LOGTBILL(-3)$	-	-	-	-	0.019***	-	-
$\Delta LOGSBAA$	-	0.048	-0.107	0.031	-	-	0.123
$\Delta LOGSBAA(-1)$	-	0.181**	0.168**	-	-	-	0.146**
$\Delta LOGSBAA(-2)$	-	-	0.250***	-	-	-	0.156**
$\Delta LOGVIX$	-0.038	0.010	0.042	-	-	-	0.057*
$\Delta LOGVIX(-1)$	-	0.025	-	-	-	-	-0.050*
$\Delta LOGVIX(-2)$	-	-0.061***	-	-	-	-	-
$\Delta LOGPRECIOS$	-	0.562***	0.428***	0.578***	0.286***	-	0.489***
$\Delta LOGPRECIOS(-1)$	-	0.263**	-	-	-0.222**	-	0.212*
$\Delta LOGPRECIOS(-2)$	-	-	-	-	0.148*	-	0.352***
$\Delta LOGWORLD$	0.830***	0.299	0.439**	-	0.250	-	0.751***
$\Delta LOGWORLD(-1)$	-	-	-	-	-	-	-
Observaciones	121			160		142	
148	151			148		151	

Table 24: Resultados de estimaciones.

Para los coeficientes de Largo Plazo aún se presenta que son mayores para cambios sobre el *threshold*, contrario a lo esperado para Argentina, Colombia, Panamá y Perpu. Sin embargo, para los coeficientes de Corto Plazo los cambios sobre el *threshold* son menores a cambios bajo el *threshold* para Brasil, México y Perú, en línea con la hipótesis previa.

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
LOGCDS>p(90)	-0.229***	-0.504***	0.391	-0.486***	-0.487***	0.363	0.184
LOGCDS<p(90)	-0.335*	-0.474***	0.336	-0.714***	-0.396**	0.124	-0.293*
LOGTBILL	-0.042	0.033**	0.006	-0.011	-0.036**	0.029	0.087***
LOGSBAA	0.001	-0.794***	-1.276*	-0.415**	0.111	-0.078	-0.605*
LOGVIX	-0.858***	0.189**	0.260	-0.287***	-0.265***	-0.139	0.275**
LOGPRECIOS	-0.998**	0.124	0.411	0.644***	0.214*	0.739**	0.852***
LOGWORLD	0.250	-0.711***	-1.159	-1.774	0.147	-0.127	-1.731***

Table 25: Coeficientes de Largo Plazo.

Los tests de Cointegración no rechazan la hipótesis nula de no cointegración para los modelos de Argentina y Panamá. Por lo cual no podemos asegurar que los coeficientes de Largo Plazo para estos países no son espúreos.

	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Panamá	Perú
k = 6	2.793	4.233**	3.585*	3.545*	3.256*	2.586	7.048***
k = 7	2.793	4.233**	3.585**	3.545**	3.256*	2.586	7.048***

Table 26: Tests  $F_{PSS}$  de Cointegración.

Tests de Wald dan cuenta de la existencia de asimetrías para el Largo Plazo para los modelos de Colombia y Perú. Para el Corto Plazo sólo para Chile y Panamá.

	t-statistic	F-statistic	Chi-square
Largo Plazo Argentina	0.755	0.571	0.571
Largo Plazo Brasil	-0.558	0.311	0.311
Largo Plazo Chile	0.201	0.040	0.040
Largo Plazo Colombia	2.718***	7.389***	7.389***
Largo Plazo México	-0.860	0.740	0.740
Largo Plazo Panamá	1.358	1.843	1.843
Largo Plazo Perú	3.848***	14.804***	14.804***
Corto Plazo Argentina	1.017	1.033	1.033
Corto Plazo Brasil	1.200	1.439	1.439
Corto Plazo Chile	-2.248**	5.055**	5.055**
Corto Plazo Colombia	0.114	0.013	0.013
Corto Plazo México	-1.159	1.342	1.342
Corto Plazo Panamá	-2.828***	7.998***	7.998***
Corto Plazo Perú	0.185	0.034	0.034

Table 27: Tests de Wald para asimetrías.

Para diagnósticos se realizan tests de correlación serial y heterocedasticidad. Además se construyen los gráficos de CUSUM y CUSUM al cuadrado de los modelos. Los modelos no presentan problemas de correlación serial, sin embargo el modelo de Argentina y Perú presentan problemas de heterocedasticidad.

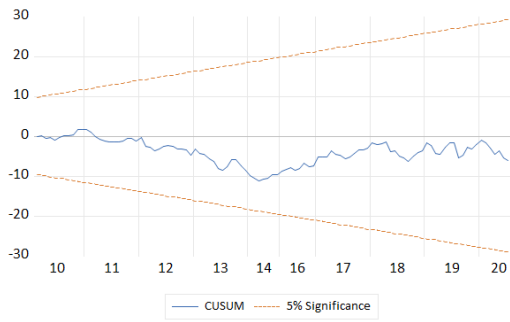


	Breusch-Godfrey	Breusch-Pagan-Godfrey
	F-statistic	F-statistic
Argentina	0.671	1.571*
Brasil	1.065	1.416
Chile	0.478	1.241
Colombia	1.033	1.151
México	0.368	1.151
Panamá	0.609	0.666
Perú	0.791	2.120***

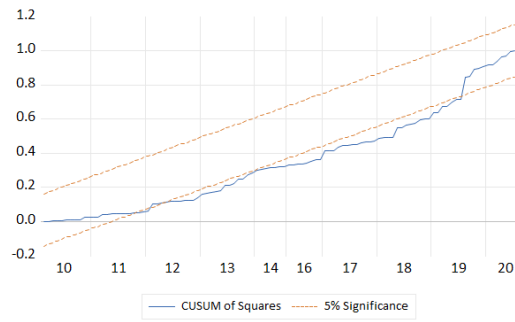
Table 28: Tests de Correlación Serial y Heterocedasticidad.

Los modelos de México, Panamá y Perú presentan problemas de estabilidad. Con ello, se realizan tests de Chow para estos tres modelos en las fechas en las cuales los CUSUM al cuadrado sobresalen la línea de 5% del intervalo de confianza.

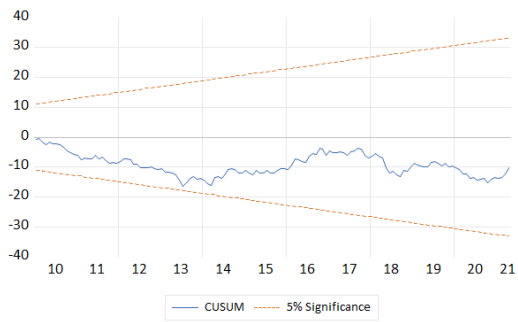
Figure 9: CUSUM y CUSUM SQUARED de regresiones estimadas para modelo  $>p(90)$



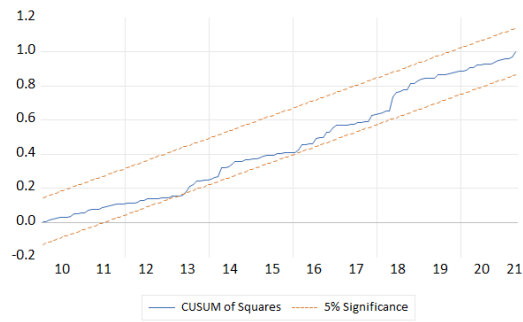
((a)) CUSUM Argentina



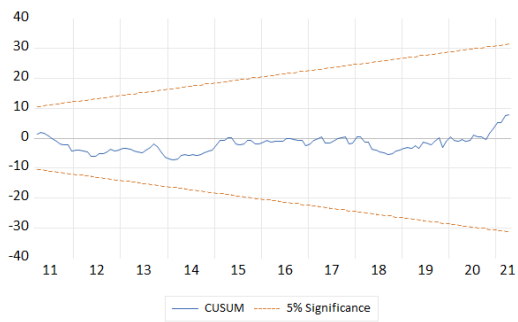
((b)) CUSUM SQUARED Argentina



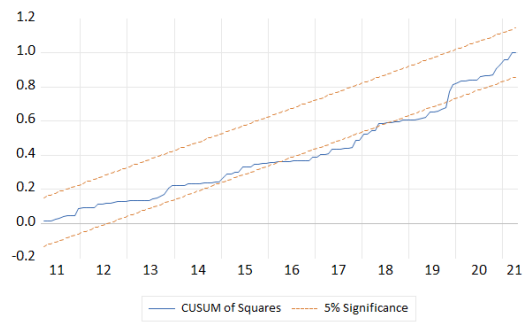
((c)) CUSUM Brasil



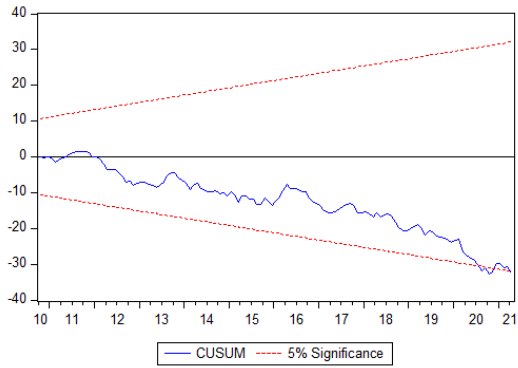
((d)) CUSUM SQUARED Brasil



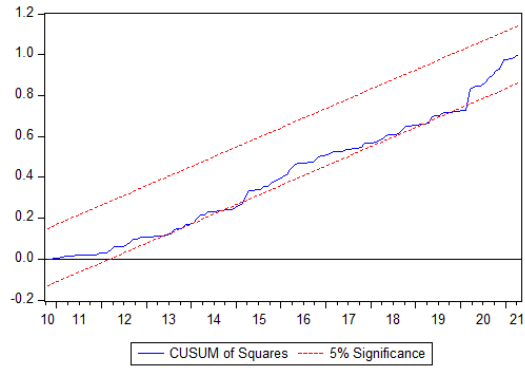
((e)) CUSUM Chile



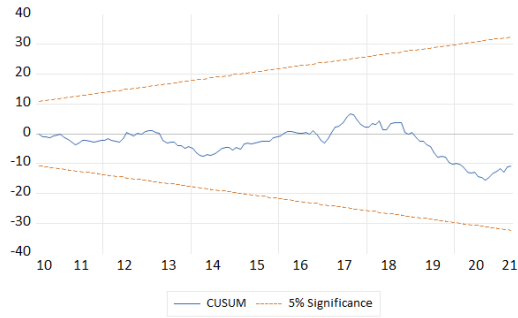
((f)) CUSUM SQUARED Chile



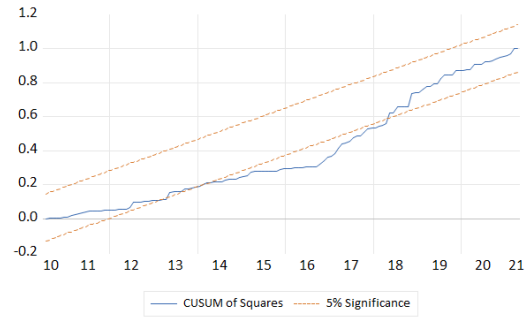
((g)) CUSUM Colombia



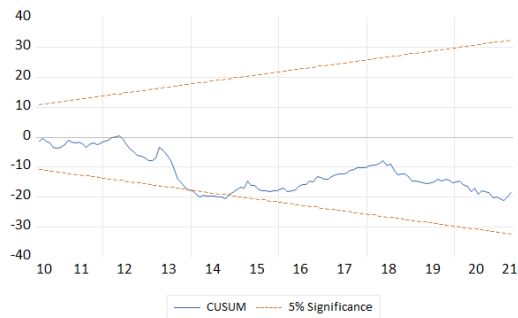
((h)) CUSUM SQUARED Colombia



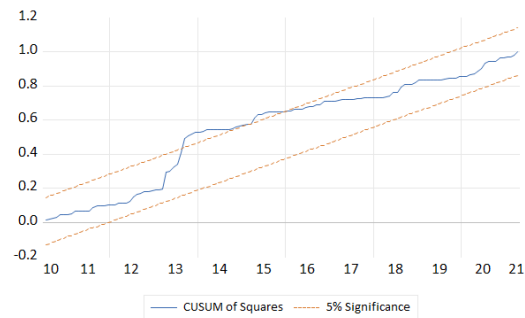
((i)) CUSUM México



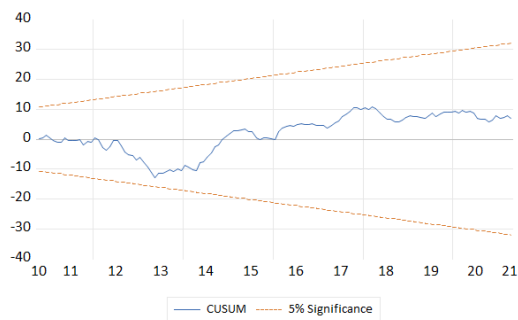
((j)) CUSUM SQUARED México



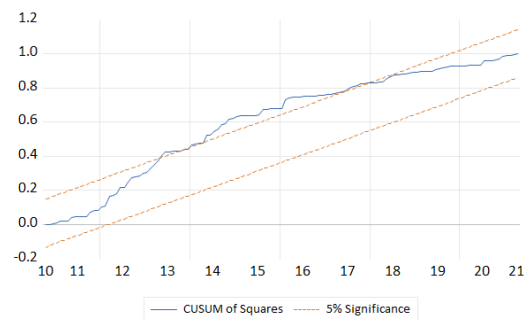
((k)) CUSUM Panamá



((l)) CUSUM SQUARED Panamá



((m)) CUSUM Perú



((n)) CUSUM SQUARED Perú

Los tests de Chow concluyen que se rechaza la hipótesis nula de no existencia de quiebre estructural para los tres modelos, por lo cual se estiman estos tres modelos nuevamente desde el quiebre estructural.

	F-statistic	Log likelihood ratio	Wald Statistic
México	1.725***	43.329***	36.224**
Panamá	2.217***	45.113***	39.915***
Perú	2.010***	58.010***	48.245***

Table 29: Tests de Chow de quiebre estructural.

### 6.2.1 Desde quiebre estructural.

A continuación se presentan los resultados de los modelos estimados desde el quiebre estructural.

	México	Panamá	Perú
C	1.201	0.521	2.502***
LOGINDICE(-1)*	-0.225***	-0.260***	-0.243***
LOGCDS>p(90)(-1)	-0.058	-0.082**	-0.080
LOGCDS<p(90)(-1)	0.010	0.033	-0.094**
LOGTBILL(-1)	-0.015***	0.001	0.133***
LOGSBAA(-1)	-0.050	-0.032	0.089
LOGVIX(-1)	-0.026	0.022*	0.016
LOGPRECIOS(-1)	0.044	-0.057***	0.120**
LOGWORLD(-1)	0.109	0.252***	-0.177*
Coeficientes de Corto Plazo			
$\Delta LOGINDICE(-1)$	0.247***	0.258**	0.243***
$\Delta LOGCDS>p(90)$	-0.395***	-0.080***	-0.119
$\Delta LOGCDS>p(90)(-1)$	-	-0.005	-
$\Delta LOGCDS>p(90)(-2)$	-	0.056*	-
$\Delta LOGCDS>p(90)(-3)$	-	0.074***	-
$\Delta LOGCDS<p(90)$	-0.440***	-0.025	-0.072
$\Delta LOGCDS<p(90)(-1)$	-	-0.061*	-
$\Delta LOGCDS<p(90)(-2)$	-	0.014	-
$\Delta LOGCDS<p(90)(-3)$	-	0.016	-
$\Delta LOGTBILL$	-0.010	-	-0.025
$\Delta LOGTBILL(-1)$	0.010	-	-
$\Delta LOGTBILL(-2)$	0.011	-	-
$\Delta LOGTBILL(-3)$	0.040***	-	-
$\Delta LOGSBAA$	-	-0.021	0.124
$\Delta LOGSBAA(-1)$	-	-0.029	-
$\Delta LOGSBAA(-2)$	-	-0.038	-
$\Delta LOGSBAA(-3)$	-	-0.068**	-
$\Delta LOGVIX$	-	-0.008	0.027
$\Delta LOGVIX(-1)$	-	-0.048***	-0.009
$\Delta LOGVIX(-2)$	-	-0.015*	0.061***
$\Delta LOGVIX(-3)$	-	0.009	0.026
$\Delta LOGPRECIOS$	0.201	-	0.361***
$\Delta LOGPRECIOS(-1)$	-0.289**	-	0.041
$\Delta LOGPRECIOS(-2)$	-	-	0.226**
$\Delta LOGWORLD$	-	-0.69	0.990***
$\Delta LOGWORLD$	-	-0.381***	-
Observaciones	83	87	95

Table 30: Resultado estimaciones.

Para los coeficientes de Largo Plazo de México y Panamá sí se cumple la hipótesis previa, en donde el efecto de un cambio sobre el *threshold* es más negativo que un efecto bajo el *threshold*.

	México	Panamá	Perú
LOGCDS>p(90)	-0.257	-0.315**	-0.331*
LOGCDS<p(90)	0.043	0.126*	-0.386***
LOGTBILL	-0.066**	0.005	0.055***
LOGSBAA	-0.234	-0.121	-0.368
LOGVIX	-0.117	0.084**	0.065
LOGPRECIOS	0.195	-0.218***	0.495***
LOGWORLD	0.485	0.972***	-0.730*

Table 31: Coeficientes de Largo Plazo estimados.

El *Bounds Test* de cointegración sobre el modelo después del quiebre estructural rechaza la hipótesis nula de no cointegración para Panamá y Perú.

	México	Panamá	Perú
k = 6	2.241	6.314***	6.218***
k = 7	2.241	6.314***	6.218***

Table 32: Test  $F_{PSS}$  de Cointegración.

Se presenta asimetría en los coeficientes de Largo Plazo estimados para el modelo de Panamá.

El modelo estimado para México presenta problemas de correlación serial, pero ninguno de ellos presenta heterocedasticidad. En términos de estabilidad de los coeficientes, los tres modelos no presentan problemas.

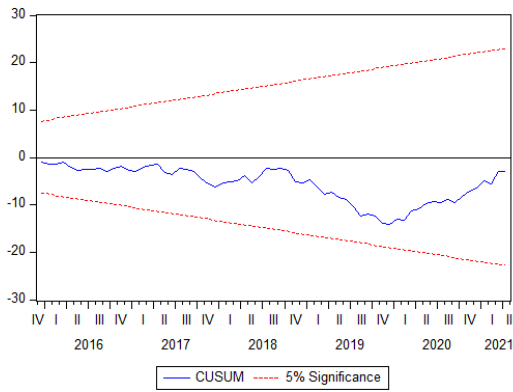
	t-statistic	F-statistic	Chi-square
Largo Plazo México	-1.285	1.651	1.651
Largo Plazo Panamá	-5.625***	31.642***	34.642***
Largo Plazo Perú	0.285	0.081	0.081
Corto Plazo México	0.266	0.071	0.071
Corto Plazo Panamá	1.076	1.158	1.158
Corto Plazo Perú	0.499	0.249	0.249

Table 33: Test de Wald para asimetrías.

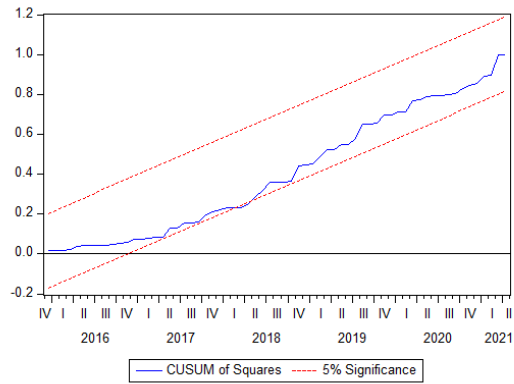
	Breusch-Godfrey	Breusch-Pagan-Godfrey
	F-statistic	F-statistic
México	3.307**	0.721
Panamá	1.764	0.414
Perú	0.870	0.827

Table 34: Tests de Correlación Serial y Heterocedasticidad.

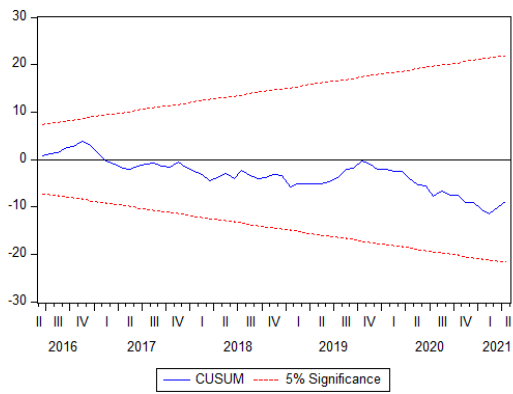
Figure 10: CUSUM y CUSUM SQUARED de regresiones estimadas para modelo  $>p(90)$  desde quiebre estructural



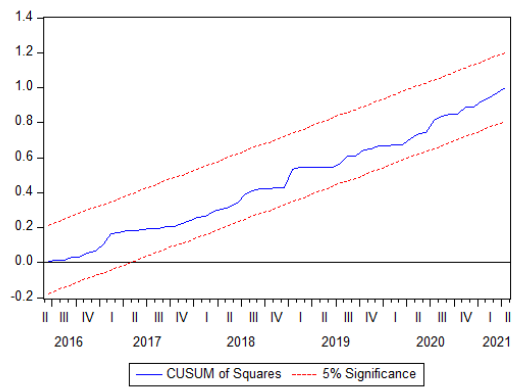
((a)) CUSUM México



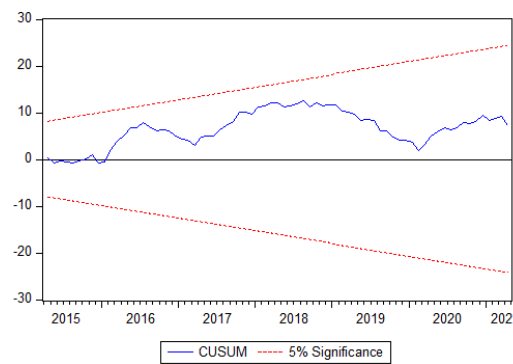
((b)) CUSUM SQUARED México



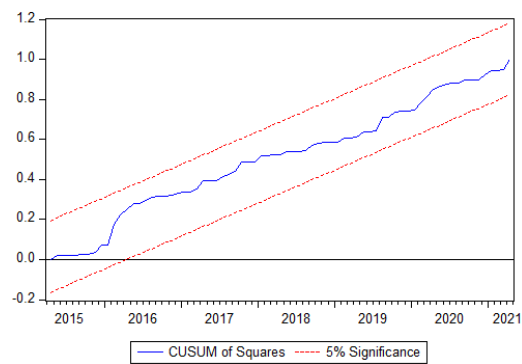
((c)) CUSUM Panamá



((d)) CUSUM SQUARED Panamá



((e)) CUSUM Perú



((f)) CUSUM SQUARED Perú



## 7 Conclusión

Este trabajo trata de estudiar la relación existente entre el riesgo país, medido mediante el CDS soberano, y el índice accionario para un grupo de países Latinoamericanos. Se intenta determinar si existen asimetrías en la forma en que inversores reaccionan a empeoramientos o mejoramientos del ambiente económico de un país y tratar de controlar por correlación cruzada. También se hace un intento de encontrar un *threshold* para el cual existan asimetrías. Mediante la metodología NARDL no se logra identificar definitivamente que sí existen asimetrías en las reacciones a un mejoramiento y empeoramiento macroeconómico. Con respecto a los análisis de un posible *threshold* los resultados no son concluyentes. Este trabajo puede ayudar a inversionistas para manejar sus carteras y a políticos para saber el efecto que tiene un cambio en los fundamentales de un país sobre el mercado financiero.

Para trabajos futuros puede ser más pertinente utilizar una variable de volatilidad para mercados emergentes como el índice VXEEM, en lugar del índice VIX. Luego, dado que la muestra utilizada en este trabajo tiene dos crisis económica que tuvieron efectos especialmente fuertes en países latinoamericanos, es posible que los resultados se vean afectados.

## Bibliografía

- [1] Aguiar, M. & Gopinath, G. (2006), *Defaultable Debt, Interest Rates and the Current Account*, Journal of International Economics Vol. 69 pp. 64-83.
- [2] Ahmad, M., Khan, Z., Ur Rahman, Z. & Khan, S. (2019), *Does financial development asymmetrically affect CO2 emissions in China? An application of the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model*, Carbon Management Vol. 9 pp. 631-644.
- [3] Ahmad, M. & Ur Rahman, Z. (2019), *Modeling the relationship between gross capital formation and CO2 (a)symmetrically in the case of Pakistan: an empirical analysis through NARDL approach*, Environmental Science and Pollution Research Vol. 26 pp. 8111-8124.
- [4] Aizenman, J., Hutchison, M. & Jinjara, Y. (2013), *What is the risk of European sovereign debt defaults? Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk.*, Journal of International Money and Finance Vol. 34 pp. 37-59.
- [5] Ang, M. & Longstaff, F. (2013), *Systemic sovereign credit risk: Lessons from the U.S. and Europe*, Journal of Monetary Economics Vol. 60 pp. 493-510.
- [6] Arellano, C (2008), *Default Risk and Income Fluctuations in Emerging Economies*, Journal of Monetary Economics Vol. 98 pp. 690-712.

- [7] Beirne, J. & Fratzscher, M. (2013), *The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis*, Journal of International Money and Finance Vol. 34 pp. 60-82
- [8] Arora, V. & Cerasola, M. (2001), *How does the U.S. monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets*, IMF Staff Papers Vol. 48
- [9] Blanchard, O. (2005), *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*, MIT Press, Cambridge, MA.
- [10] Caldas Montes, G. & Pires Tiberto, B. (2012), *Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: Evidence for Brazil*, Economic Modelling 29 pp. 1666-1678.
- [11] Calvo, G. (2002), *Globalization hazard and development reform in emerging markets*, Economía Vol. 2.
- [12] Çulha, O., Özatay, F. & Şahinbeyoğlu, G., *The determinants of sovereign spreads in emerging markets*, Central Bank of Turkey Working Paper.
- [13] Eyssell, T., Gay Fung, H. & Zhang, G. (2013), *Determinants and Price Discovery of China Sovereign Credit Default Swaps.*, China Economic Review Vol. 24 pp. 1–15.
- [14] Hassan, M., Maroney, N., Monir El-Sady, H. & Telfah, A. (2003), *Country risk and stock market volatility, predictability, and diversification in the Middle East and Africa*, Economic Systems Vol. 27 pp. 63-82.
- [15] Hilscher, J. & Nosbuch, Y. (2010), *Determinants of sovereign risk: Macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt*, Review of Finance 14 pp. 235-262.
- [16] Hu, C., Liu, X., Pan, B., Chen, B. & Xia, X. (2018), *Asymmetric Impact of Oil Price Shock on Stock Market in China: A Combination Analysis Based on SVAR Model and NARDL Model*, Emerging Markets Finance and Trade Vol. 54 pp. 1693-1705.
- [17] Hussain Shahzad, S., Mohd, S., Ferrer, R. & Hammoudeh, S. (2017), *Asymmetric determinants of CDS spreads: U.S. industry-level evidence through the NARDL approach*, Economic Modelling Vol. 60 pp. 211-230.
- [18] Izadi, S. & Hassan, M. (2017), *Impact of international and local conditions on sovereign bond spreads: International evidence*, Borsa Istanbul Review pp. 1-11.
- [19] Jeanneret, A (2018), *Sovereign credit spreads under good/bad governance.*, Journal of Banking Finance, Elsevier Vol. 93, pp 230-246.
- [20] Liu, T., Hammoudeh, S. & Thompson, M. (2013), *A momentum threshold model of stock prices and country risk ratings: Evidence from BRICS countries*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money Vol. 27 pp. 99-112.
- [21] Longstaff, F., Pan, J., Pedersen, L.H. & Singleton, K. (2011), *How sovereign is sovereign credit risk?*, American Economic Journal Vol. 3 pp. 75–103. [
- [22] Naidar, N. (2020), *What Explains the Sovereign Credit Default Swap Spreads Changes in the GCC Region?*, Journal of Risk and Financial Management Vol 13.
- [23] Pan, J.& Singleton, K. (2008), *Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads.*, Journal of Finance Vol. 63.
- [24] Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. (2001), *Bounds testing approaches to the analysis of level relationship*, Journal of Applied Econometrics Vol. 16 pp. 289-326.
- [25] Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014), *Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework*, Festschrift in Honor of Peter Schmidt, Springer, New York pp. 281-314.

- [26] Tversky, A., & Kahneman, D. (1992) *Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty*, Journal of Risk and Uncertainty Vol. 5 pp. 297–323.
- [27] Wang, H, Zhou, H. & Zhou, Y. (2013) *Credit default swap spreads and variance risk premia.*, Journal of Banking Finance Vol. 37 pp. 3733–46
- [28] Xiaolei, S, Wang, J., Yao, Y. & Li, J. (2013) *Spillovers among sovereign CDS, stock and commodity markets: A correlation network perspective*, International Review of Financial Analysis Vol. 68.

# Tablas

k=6

---

Signif.	I(0)	I(1)
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.5%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

---

Asymptotic: n=1000

Table 35: Valores críticos test F para k=6.

k=12

---

Signif.	I(0)	I(1)
10%	1.83	2.94
5%	2.06	3.24
2.5%	2.28	3.50
1%	2.54	3.86

---

Asymptotic: n=1000

Table 36: Valores críticos test F para k=12.