



**“¿PUEDEN LOS PRECIOS FORWARD DE LOS COMMODITIES
PREDECIR EL TIPO DE CAMBIO?”**

**Trabajo de Investigación presentado
para optar al Grado Académico de
Magíster en Economía**

Presentado por

**Sr. Renzo Guzmán Anaya
Sr. Diana Tarrillo Rodríguez**

Asesor: Profesor Diego Martín Winkelried Quezada

2018

Resumen ejecutivo

En el presente trabajo de investigación se estudia la capacidad predictiva que poseen los precios *forward* de las materias primas (*commodities*) sobre el tipo de cambio. Utilizando una muestra de 11 países se evidencia que los precios *forward* poseen información relevante para la predicción del tipo de cambio, y de acuerdo con las pruebas de *encompassing* (Clark y West 2007, Clements y Harvey 2009), existe información que no estaría siendo capturada por los precios *spot* de los mismos. En ese contexto, existe un espacio para combinar ambas especificaciones y generar una predicción más efectiva. Asimismo, a partir de los análisis realizados se destaca que el rendimiento de conveniencia (*convenience yield*) también incorpora información que incluso los precios *spot* y *forward* no capturan, por lo que se debería considerar también este elemento en la especificación que brinde la predicción más idónea del tipo de cambio. Finalmente, el trabajo concluye con un análisis de robustez, a partir de una serie de pruebas estadísticas en el caso de ventanas de predicción más largas los resultados se mantiene, incluso con información de menor frecuencia (e.g. data mensual) y realizando el ajuste por propensión al riesgo de inversionistas, los hallazgos de los precios *forward* predicen del tipo de cambio se mantiene.

Índice de contenidos

Índice de tablas.....	iv
Índice de gráficos.....	v
Índice de anexos.....	vi
Capítulo I. Introducción	1
Capítulo II. Marco teórico.....	2
1. Revisión de literatura empírica	2
2. Enfoque del valor presente	5
Capítulo III. Análisis empírico.....	8
1. Metodología y estrategia de identificación	8
2. Evaluación de predicción en la muestra.....	12
3. Evaluación de predicción fuera de la muestra.....	14
4. Evaluación de predicción fuera la muestra para periodos más largos.....	18
5. Causalidad inversa entre los precios forward y el tipo de cambio	20
6. El rol del <i>convenience yield</i>	21
Capítulo IV. Análisis de robustez	23
1. Pruebas de <i>forecast encompassing</i>	23
2. Resultados utilizando menor frecuencia en los datos.....	26
3. Resultados utilizando el ajuste por riesgo	28
Conclusiones y recomendaciones	30
1. Conclusiones	30
2. Recomendaciones.....	31
Bibliografía	32
Anexos	35

Índice de tablas

Tabla 1.	Coeficientes de correlación entre CXFPI de los <i>commodities</i> (en primeras diferencias)	11
Tabla 2.	Coeficientes de correlación entre CXPI y CXFPI de los <i>commodities</i> (en primeras diferencias)	11
Tabla 3.	Predictibilidad del tipo de cambio en la muestra usando la especificación 1 con efectos fijos.....	13
Tabla 4.	Predictibilidad del tipo de cambio en la muestra usando la especificación 2 con efectos fijos.....	13
Tabla 5.	Desempeño en predicción de las especificaciones GT utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)	17
Tabla 6.	Desempeño en predicción usando la prueba de Theil-Mincer-Zarnowitz	18
Tabla 7.	Desempeño en predicción de la especificación GT.1 en diferentes periodos de tiempo	18
Tabla 8.	Desempeño en predicción de la especificación GT.2 en diferentes periodos de tiempo	19
Tabla 9.	Predictibilidad del CXFPI utilizando el tipo de cambio	20
Tabla 10.	Predictibilidad del CXFPI utilizando el tipo de cambio y CXPI.....	21
Tabla 11.	Desempeño en predicción de la especificación 1 utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)	22
Tabla 12.	Comparación de especificaciones usando la prueba de Clark y West.....	24
Tabla 13.	Comparación de especificaciones usando la prueba de Clark y West.....	24
Tabla 14.	Comparación de especificaciones usando la prueba de Clements y Harvey	25
Tabla 15.	Comparación de especificaciones usando la prueba de Clements y Harvey	26
Tabla 16.	Desempeño en predicción de la especificación 1 utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)	27
Tabla 17.	Desempeño en predicción de la especificación 1 utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)	27
Tabla 18.	Relación entre el tipo de cambio ajustado por riesgo y los precios <i>forward</i> de los <i>commodities</i>	28

Índice de gráficos

Gráfico 1.	Índice de precios <i>spot</i> de <i>commodities</i> (2004-2017)	9
Gráfico 2.	Índice de precios <i>forward</i> de <i>commodities</i> (2004-2017)	10

Índice de anexos

Anexo 1.	Demostración de las proposiciones utilizadas en el documento	36
Anexo 2.	Muestra y resultados adicionales a los presentados	42
Anexo 3.	Análisis de predicción fuera de la muestra respecto a la especificación de Meese y Rogoff (1983)	46
Anexo 4.	Pruebas econométricas estándar	49

Capítulo I. Introducción

Hasta hace unas décadas, la literatura desarrollada en finanzas internacionales tenía serios problemas para explicar el comportamiento del tipo de cambio, pues ninguna especificación econométrica fundamentada en la teoría macroeconómica estándar podía generar mejores predicciones del tipo de cambio que las predicciones de tipo paseo aleatorio de Meese y Rogoff (1983). Estudios empíricos como el de Frankel y Rose (1995) y Froot y Rogoff (1995) resumieron las diversas dificultades para relacionar empíricamente el comportamiento del tipo de cambio con *shocks* de variables macroeconómicas.

En ese contexto, el aporte presentado por Chen y Rogoff (2003) a la literatura de predicción de tipo de cambio se considera como pionero en el cambio de paradigma sobre el comportamiento del tipo de cambio con un hallazgo fundamental: “Los precios (spot) mundiales de las exportaciones de productos básicos (*commodities*) parecen tener una influencia fuerte y estable en los tipos de cambio reales”. Posteriormente, se han desarrollado diversos estudios empíricos que buscan responder a la misma pregunta, para lo cual amplían la muestra a diversos países (principalmente países en desarrollo), incluyen diversos tipos de *commodities*, incrementan la frecuencia de la data, entre otros (ver Cashin *et al.* 2004, MacDonald y Ricci 2004, Ferraro *et al.* 2015, entre otros).

Otra rama de investigación en finanzas internacionales evidencia una relación estructural entre los precios *spot* y los precios de los futuros (*forward*) de *commodities*. En este punto es importante mencionar a Figuerola-Ferretti y Gonzalo (2010), quienes luego de realizar un análisis de cointegración demuestran que efectivamente los precios *spot* y *forward* de los *commodities* cointegran. En esa línea, otros autores (Xin y Maheu 2016, French 1986, Reichsfeld y Roache 2011) han aportado con hallazgos que refuerzan sobre la relación de largo plazo que existe entre dichas variables.

En ese sentido, resulta de vital importancia evaluar el rol que cumplen los precios *forward* de *commodities* en el tipo de cambio. El presente trabajo de investigación busca brindar respuestas a las siguientes interrogantes: ¿los precios *forward* del tipo de cambio poseen la misma capacidad explicativa que los precios *spot* para predecir el tipo de cambio?, ¿incrementará el poder predictivo de los modelos de tipo de cambio si se incorporan los precios *forward* como variable explicativa? De encontrar una relación significativa, ¿cuáles son los *drivers* relacionados con los precios *forward* en el comportamiento del tipo de cambio?

Capítulo II. Marco teórico

En la primera parte de este capítulo, se revisa literatura empírica sobre el vínculo entre el tipo de cambio real y el precio de exportación reales de los *commodities*, y también sobre la relación entre los precios *spot* y precios futuros de *commodities*. En la segunda parte, se desarrolla los fundamentos teóricos sobre el marco del enfoque de valor presente entre el tipo de cambio nominal y su relación con los precios *spot* y precios futuros.

1. Revisión de literatura empírica

Se ha revisado literatura empírica donde se discute la posibilidad de una relación entre el tipo de cambio real y los precios reales de los *commodities*, Cashin *et al.* (2004), Kohlscheen (2014), MacDonald y Ricci (2004), Chen y Rogoff (2003) y Kohlscheen *et al.* (2017). Dada la importancia de las materias primas en la producción mundial, un pronóstico preciso del tipo de cambio de los principales *commodities* a partir de sus precios (*spot*) reales de exportación es de gran interés por varios motivos, principalmente porque ayuda a la toma de decisiones de inversión comerciales en muchas industrias relevantes, y porque para los responsables de las políticas y de bancos centrales, cambios en el tipo de cambio en un determinado país, podría traer consigo muchos cambios sustanciales en los términos comerciales.

Los hallazgos presentados por Chen y Rogoff (2003) contribuyeron a un mejor entendimiento de tipo de cambio, con un hallazgo fundamental: “Los precios (*spot*) mundiales de las exportaciones de productos básicos (*commodities*) parecen tener una influencia fuerte y estable en los tipos de cambio reales”. Los autores utilizan una muestra de precios de los *commodities* para Australia, Nueva Zelanda y Canadá, pues en estos países los *commodities* constituyen un componente significativo de sus exportaciones. En los dos primeros países se evidencia que la conexión entre los tipos de cambio y los precios de los *commodities* se mantiene notablemente bien, evidenciando estimaciones de elasticidad-precio entre 0,5 y 1, mientras que en Canadá, los resultados son mixtos, sugiriendo una relación de cointegración a largo plazo entre los precios de los *commodities* y el tipo de cambio real, con un comovimiento relativamente débil a corto plazo, resultados consistentes con estudios empíricos relacionados (ver Amano y Van Norden 1993, Grue y Kortian 1996, y Djoudad *et al.* 2001).

Cashin *et al.* (2004), por su parte, evalúan si existe una relación a largo plazo entre los tipos de cambio reales y los precios reales de los *commodities*, los autores usan datos del Fondo Monetario Internacional (FMI) sobre los precios mundiales de 44 *commodities* y la

participación de estos en las exportaciones nacionales, construyendo índices mensuales de los precios nacionales de exportación para los *commodities* de 58 países exportadores durante el periodo de 1980-2002, mediante un análisis de cointegración de Granger encuentran evidencia robusta que respalda la relación a largo plazo del tipo de cambio real y las series de precios reales de exportación de los *commodities*.

Además, Kohlscheen (2014) analiza que el comportamiento en largo plazo del tipo de cambio real brasileño entre 1999 y 2012 se explica principalmente por la variación de precios de los principales *commodities* de Brasil, mediante un análisis de cointegración de Granger, estimó que una variación del 25 % en el precio de los *commodities* en el precio de estos *commodities* explica aproximadamente en 10 % el tipo de cambio real en el largo plazo. En esa misma línea, MacDonald y Ricci (2004), mediante un análisis de cointegración, establecen que solo los precios de los *commodities* determinan la dinámica a largo plazo del tipo de cambio de manera significativa durante el periodo de estudio, concluyen que el tipo de cambio real de equilibrio se encuentra estrechamente relacionado con la evolución de los precios de los principales productos básicos de Brasil.

En la literatura revisada, como se describe, se encontró resultados interesantes con información de baja frecuencia de los precios de exportación de las materias primas y los tipos de cambio reales, hallándose relaciones significativas. Sin embargo, autores como Kohlscheen *et al.* (2017) centran su análisis en información de alta frecuencia usando a un conjunto de datos que le permite examinar la relación entre las variaciones diarias en las variables nominales de forma sistemática para 11 países exportadores de *commodities*. Con información del precio de mercado de 83 *commodities* relevantes, utilizan data de una frecuencia diaria, encontrándose evidencia de una relación entre los precios de los *commodities* y los tipos de cambio económica y estadísticamente significativas; esto significa que los precios de los *commodities* predicen las oscilaciones del tipo de cambio. Estos resultados sugieren que el comportamiento del tipo de cambio no es puramente aleatorio y que existe un factor relacionado con los *commodities* que coadyuva a explicar los movimientos del tipo de cambio.

Dichos resultados anularon lo hallado por Meese y Rogoff (1983), que encontraron que una variable económica, como lo son los precios de los *commodities*, no puede ayudar consistentemente la precisión predictiva de los movimientos aleatorios. En ese sentido, la información incorporada en las especificaciones de los índices de precios de materias primas en

los países ayudó claramente en la precisión predictiva del movimiento aleatorio en la mayoría de países, según Kohlscheen *et al.* (2017).

En términos de estrategia y metodología empírica, el presente trabajo está estrechamente relacionado a Kohlscheen *et al.* (2017) y Ferraro *et al.* (2015); este último se centra principalmente en la relación entre los precios del petróleo y el valor nominal del dólar canadiense. Sin embargo, se estudia una gama mucho más amplia de tipos de cambio y precios de materias primas. Kohlscheen *et al.* (2017), con sus resultados, revocaron los resultados negativos de Meese y Rogoff (1983) y de Cheung *et al.* (2005). Estas dos investigaciones establecieron que los modelos basados en los fundamentos macroeconómicos no pueden superar un simple movimiento aleatorio.

Adicionalmente, se ha revisado literatura empírica sobre la relación entre los precios *spot* y futuros de los *commodities*. Era de esperarse estudios que analicen la interacción entre los precios *spot* y futuros en los mercados de *commodities*, principalmente porque los precios de los contratos de futuros, especialmente en los mercados de *commodities*, transmiten información a todos los agentes económicos, por lo que los productores suelen basar sus decisiones de suministro en los precios de futuros, mientras que los operadores físicos suelen usar los precios de futuros como referencia para valorar sus *commodities*. Existe una interrelación de dos mercados para un producto almacenable como los son los *commodities*, un mercado efectivo para compra y venta inmediata, o “*spot*”, y otro mercado de almacenamiento para inventarios, o “*futuros*” (Knittel y Pindyck 2016).

Por un lado, Figuerola-Ferretti y Gonzalo (2010) desarrollan un modelo de equilibrio de precios *spot* y *forward* de los *commodities*, con elasticidad de los servicios de arbitraje finita y rendimientos de conveniencia (*convenience yields*). Los resultados sugieren que el modelo admite una representación de corrección de errores (ECR por sus siglas en inglés) donde las combinaciones lineales de los precios *spot* y *forward*, caracterizando el proceso de actualización de precios, coinciden exactamente con el componente permanente desarrollado por Gonzalo y Granger (1995). Finalmente, y más importante aun, los precios *spot* y *forward* cointegran.

Xin y Maheu (2016) proponen un modelo de componentes no observados basado en futuros para el precio *spot* de *commodities* que demuestra tener una capacidad de pronóstico superior. El precio *spot* de los *commodities* se descompone en componentes de largo y corto plazo, mientras que el precio de los futuros se descompone en el precio *spot* futuro esperado y la prima

de riesgo. Según este modelo, la información de toda la curva de futuros podría utilizarse para mejorar la precisión del pronóstico del precio *spot*. Los autores, aplicaron este modelo a los datos del mercado petrolero, encuentro que los pronósticos del modelo superan en múltiples dimensiones el punto de referencia del pronóstico óptimo de la literatura (el paseo aleatorio), así como los pronósticos de precios de futuros simples. Las predicciones del modelo en general tuvieron una variación de error más pequeña durante el período de muestreo de 20 años, y también es más posibles de tener un error absoluto menor en comparación con las predicciones de referencia período por período.

Asimismo, el impacto de los precios spot de los *commodities* puede tener un efecto de persistencia diferente en el tiempo respecto a los precios *forward*. French (1986) discute la posibilidad que los impactos de los precios spot se disipan antes de que puedan afectar el precio esperado y observa que en dicho escenario los precios de futuros pueden proporcionar “un pronóstico confiablemente mejor”.

Finalmente, Reichsfeld y Roache (2011) evaluaron el desempeño del pronóstico de los precios spot de 10 *commodities* en varios horizontes de hasta dos años y también si este desempeño se ve afectado por las condiciones del mercado. Se rechazó los mercados eficientes basados en pruebas en la muestra, pero, al salir de la muestra, los autores encontraron que el pronóstico del mercado de futuros era difícil de superar. Además, encontraron que el rendimiento de pronóstico de los futuros no depende de la pendiente de la curva de futuros, en contraste con las predicciones de los modelos bien conocidos de los mercados de *commodities*.

2. Enfoque del valor presente

La teoría económica ha establecido que el tipo de cambio real de equilibrio (largo plazo) está determinado por el valor a largo plazo de ciertos “fundamentos”, como los términos de intercambio, los diferenciales de tasas de interés reales y los diferenciales de productividad. Chen *et al.* (2010) discuten un enfoque de fijación de precios de activos que abarca una variedad de modelos estructurales que relacionan el tipo de cambio real s_t con sus fundamentos X_t y su valor futuro esperado $\mathbb{E}(X_{t+k})$. Este enfoque da lugar a una relación de valor presente entre el tipo de cambio real y la suma descontada de sus fundamentos futuros previstos:

$$s_t = \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k \mathbb{E}[X_{t+k} | I_t] \quad (1)$$

donde ψ y γ son parámetros dictados por el modelo estructural específico, y $\mathbb{E}[\cdot | I_t]$ es el operador de expectativas dado el vector de información I_t . Esta es una ecuación de valor presente que muestra que el tipo de cambio s_t debe causar en el sentido de Granger sus fundamentos X_t .

Proposición 1 (tipo de cambio en función de los precios *forward* de los *commodities*). Sea $\{s_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie del tipo de cambio real y $\{f_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie de los precios *forward* de los *commodities*. Según el enfoque del valor presente, la serie del tipo de cambio puede representarse de la siguiente forma

$$s_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_1(k) f_{t+k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde $C_1(k)$ es una función de parámetros (α, β, γ) variante en el tiempo y ε_t es la agregación los *shocks* del tipo de cambio independientes de los precios de los *commodities*.

La proposición 1 demuestra que el tipo de cambio puede ser representado por una agregación de los precios *forward* de los *commodities*, de manera análoga a la representación presentada por Chen *et al.* (2010), donde el tipo de cambio real está en función de la agregación de los precios *spot* de los *commodities*. En ese sentido, la proposición 1 representa una de las especificaciones que se utilizan para modelar el comportamiento del tipo de cambio.

Asimismo, es importante mencionar que bajo el mismo enfoque, con algunas variantes es posible demostrar que el tipo de cambio puede ser representado como una agregación de los precios *spot* y *forward* de los *commodities*.

Proposición 2 (tipo de cambio en función de los precios *forward* de los *commodities*). Sea $\{s_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie del tipo de cambio real, $\{p_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie de los precios *spot* de los *commodities* y $\{f_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie de los precios *forward* de los *commodities*. Según el enfoque del valor presente, la serie del tipo de cambio puede representarse de la siguiente forma

$$s_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_2(k) f_{t+k} + \sum_{k=0}^{\infty} C_3(k) \mathbb{E}[p_{t+k}] + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde $C_2(k)$ y $C_3(k)$ son funciones de los parámetros (α, β, γ) variante en el tiempo y ε_t es la agregación los *shocks* del tipo de cambio independientes de los precios de los *commodities*.

Finalmente, resulta de interés evaluar si la especificación de la proposición 2 agregaría mayor información sobre la variabilidad del tipo de cambio respecto de la especificación de Chen *et al.* (2010) donde solo se utilizan los precios *spot* como variable explicativa. En el capítulo III se desarrollan diversas pruebas que permitirán evaluar el desempeño de predicción de ambas especificaciones.

Capítulo III. Análisis empírico

1. Metodología y estrategia de identificación

El presente trabajo de investigación se basa en la metodología utilizada por Kohlscheen *et al.* (2017), para examinar el vínculo entre los precios *forward* de los *commodities* y los tipos de cambio, se construye un índice diario de precios *forward* de exportación de productos básicos (CXFPI) para cada país exportador de *commodities* basado en los precios *forward* de mercado de los *commodities*, así como el índice diario de precios *spot* de exportación (CXPI). En principio, se consideraron los productos con una participación mayor en el nivel de exportaciones de 11 países primario exportadores (Australia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Malasia, México, Noruega, Perú, Rusia y Sudáfrica), y se seleccionaron únicamente aquellos productos que poseían cotizaciones de sus futuros en alguno de las plataformas de información disponibles. Se incluyeron 28 productos clasificados como metales, 12 productos agrícolas y 14 productos energéticos.

Las fuentes de información de donde se obtuvieron los precios son Datastream y Bloomberg, en particular, las plataformas Over The Counter (OTC) y China Medstar Ltd (CMD5). Los índices de precios de exportación de productos básicos específicos del país se construyeron como índices de Laspeyres. El peso de cada producto en la cesta de cada país se eligió para que coincida con la participación de los ingresos de exportación en los ingresos totales de exportación de productos básicos en el país respectivo entre enero 2004 y diciembre 2017.

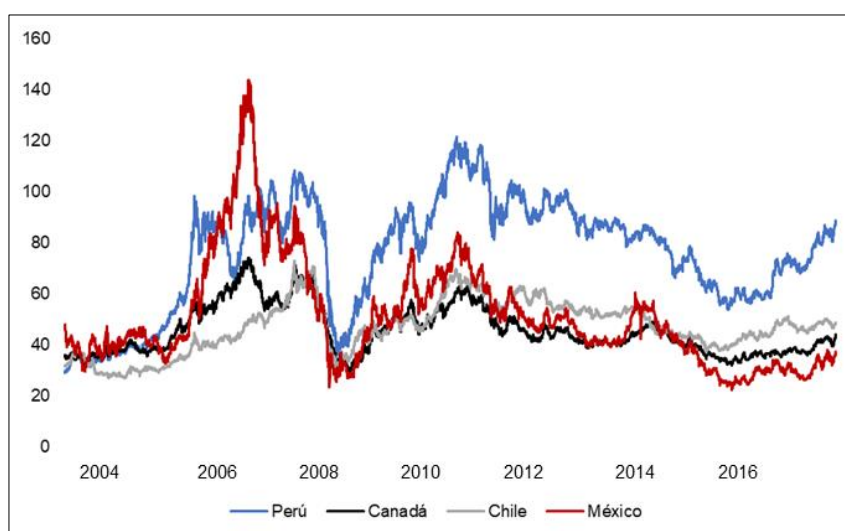
$$CXPI_{it} = \frac{\sum_{j=1}^n p_{j,it} q_{j,it}}{\sum_{j=1}^n p_{it} q_{j,it}} \quad CXFPI_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^n f_{j,it} q_{j,it}}{\sum_{i=1}^n f_{it} q_{j,it}}$$

Donde $CXPI_{it}$ y $CXFPI_{i,t}$ son los índices de precios *spot* y *forward* de *commodities*, respectivamente, en el país i en el día t , $p_{j,it}$ es el precio *spot* de la variedad de *commodity* j , $f_{j,it}$ es el precio *forward* de la variedad de *commodity* j , p_{it} es precio *spot* global de *commodities* en el país en el día t , p_{it} es el precio *forward* global de *commodities* en el país i en el día t y $q_{i,t}$ es el volumen de exportación (en términos nominales) de la variedad de *commodity* j .

Como se observa en el gráfico 1 se presenta la evolución de los CXPI para Perú, Canadá, México y Chile, principalmente porque dichos países concentran la mayor participación en la

exportación global de *commodities*. La figura muestra, por ejemplo, cómo el fuerte aumento en los precios de exportación de productos básicos en la segunda mitad de la década de 2000 en Chile precedió a movimientos similares para los índices de Canadá. Además, se capta como la fuerte caída del precio del petróleo a fines de 2009 y el rebote parcial temporal a principios de 2010, afectó el índice de *commodities* en su conjunto. Además, se observa un ligero movimiento entre los precios de exportación de México, Chile y Canadá después de la segunda mitad del 2010.

Gráfico 1. Índice de precios spot de *commodities* (2004-2017)

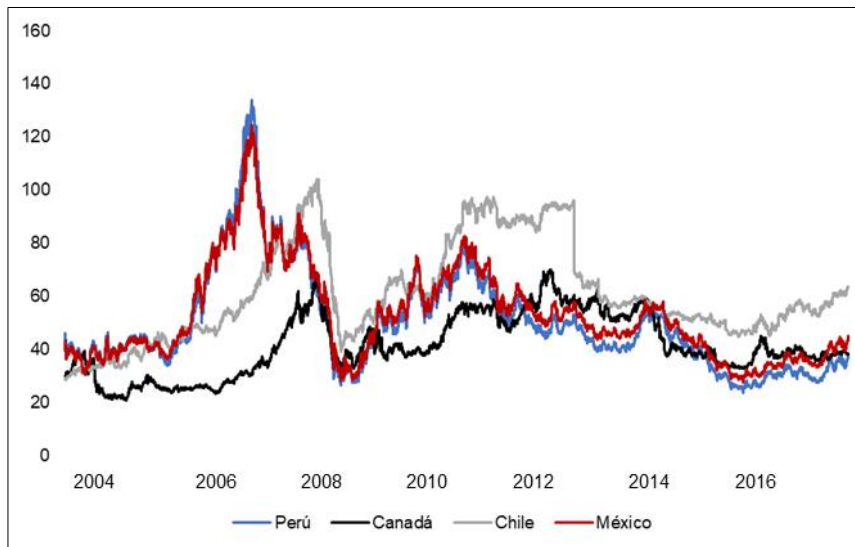


Nota: Se consideró como periodo base el promedio del 2008.

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, en el gráfico 2 se presenta la evolución de los CXPFI para Perú, Canadá, México y Chile. La figura muestra al igual que la anterior, que existe un movimiento similar entre México y Perú sobre los precios de exportación de *commodities* en la segunda mitad en toda la muestra. El final de la muestra capta la fuerte caída del precio del petróleo a fines de 2014 y el rebote parcial temporal a principios de 2015, que se refleja de manera perceptible en la evolución del CXPI canadiense.

Gráfico 2. Índice de precios forward de *commodities* (2004-2017)



Nota: Se consideró como periodo base el promedio del 2008.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 1. Coeficientes de correlación entre CXFPI de los *commodities* (en primeras diferencias)

	AUS	BRA	CAN	CHI	COL	MAL	MEX	NOR	PER	RUS	SUD
CXFPI Australia	1										
CXFPI Brasil	0,180	1									
CXFPI Canadá	0,240	0,250	1								
CXFPI Chile	0,300	0,333	0,280	1							
CXFPI Colombia	0,170	0,273	0,180	0,287	1						
CXFPI Malasia	0,323	0,320	0,260	0,297	0,317	1					
CXFPI México	0,183	0,190	0,330	0,247	0,257	0,310	1				
CXFPI Noruega	0,247	0,200	0,333	0,197	0,317	0,173	0,283	1			
CXFPI Perú	0,267	0,297	0,240	0,257	0,217	0,270	0,287	0,183	1		
CXFPI Rusia	0,193	0,297	0,247	0,233	0,293	0,230	0,227	0,333	0,250	1	
CXFPI Sudáfrica	0,180	0,300	0,217	0,220	0,290	0,250	0,283	0,213	0,173	0,247	1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2. Coeficientes de correlación entre CXPI y CXFPI de los *commodities* (en primeras diferencias)

	AUS	BRA	CAN	CHI	COL	MAL	MEX	NOR	PER	RUS	SUD
CXPI Australia	0,188	0,076	0,050	0,091	0,088	0,089	0,058	0,070	0,057	0,062	0,099
CXPI Brasil	0,139	0,185	0,095	0,094	0,078	0,050	0,087	0,081	0,085	0,083	0,084
CXPI Canadá	0,118	0,065	0,188	0,069	0,077	0,086	0,050	0,071	0,051	0,065	0,076
CXPI Chile	0,078	0,049	0,101	0,250	0,081	0,094	0,065	0,064	0,085	0,050	0,086
CXPI Colombia	0,094	0,110	0,078	0,048	0,133	0,055	0,066	0,093	0,091	0,058	0,057
CXPI Malasia	0,096	0,083	0,080	0,048	0,103	0,138	0,099	0,091	0,069	0,064	0,097
CXPI México	0,072	0,114	0,063	0,026	0,085	0,083	0,175	0,063	0,059	0,071	0,096
CXPI Noruega	0,077	0,049	0,107	0,088	0,043	0,073	0,024	0,220	0,078	0,053	0,086
CXPI Perú	0,130	0,093	0,110	0,039	0,083	0,080	0,112	0,053	0,233	0,081	0,100
CXPI Rusia	0,096	0,100	0,100	0,100	0,083	0,075	0,041	0,111	0,054	0,138	0,064
CXPI Sudáfrica	0,129	0,087	0,107	0,069	0,103	0,120	0,056	0,061	0,066	0,097	0,175

Fuente: Elaboración propia.

La matriz de correlación en la tabla 1 muestra que las correlaciones por pares varían sustancialmente entre países. Los índices de productos básicos para Brasil y Australia, por ejemplo, están fuertemente correlacionados (0,796), reflejando de nuevo el predominio de los minerales en las canastas de productos básicos de estos países. Por otro lado, las correlaciones entre países tienden a ser mucho más bajas para Chile (un gran exportador de cobre).

Asimismo, en el caso de la matriz de correlación entre los índices de precios *forward* de los *commodities* (CXFPI) y con los índices de precios spot (CXPI) en primeras diferencias¹, en la tabla 2 se presenta que las correlaciones por pares varían sustancialmente entre países. También existe cierto grado de relación entre los índices CXPI y CXFPI en cada uno de los 11 países, aunque la correlación no supera el 0,4 en todos los casos.

2. Evaluación de predicción en la muestra

En esta subsección, como primer paso se va a ejecutar algunas regresiones de panel simple para explorar la relación contemporánea entre los tipos de cambio y los precios de las materias primas para nuestro panel de 11 países exportadores de *commodities*. Estas regresiones permitirán observar una asociación clara entre las tasas de cambio nominales y las variaciones diarias del índice de precios de las materias primas en la muestra para todos los países. Más específicamente, se va a estimar la siguiente:

$$\Delta s_{i,t+k} = \alpha + \Theta \cdot \Delta \mathbf{X}_{i,t} + \gamma_i + \theta_{t+k} + \varepsilon_{i,t+k}$$

Donde $\Delta \mathbf{X}_{i,t}$ es el vector de variables explicativas que considera $\Delta \text{CXFPI}_{i,t}$ en el caso de la primera especificación propuesta y $[\Delta \text{CXPI}_{i,t} \quad \Delta \text{CXFPI}_{i,t}]'$ en el caso de la segunda especificación. Para el caso de este análisis, se considera las siguientes especificaciones:

$$\Delta s_{i,t+k} = \alpha + \theta_1 \cdot \Delta \text{CXFPI}_{i,t} + \gamma_i + \theta_{t+k} + \varepsilon_{i,t+k} \quad (\text{Especificación GT.1})$$

$$\Delta s_{i,t+k} = \alpha + \theta_1 \cdot \Delta \text{CXPI}_{i,t} + \theta_2 \cdot \Delta \text{CXFPI}_{i,t} + \gamma_i + \theta_{t+k} + \varepsilon_{i,t+k} \quad (\text{Especificación GT.2})$$

Donde:

- $\Delta s_{i,t+k}$ es el tipo de cambio en primeras diferencias para el país i en el periodo $t + k$.
- $\Delta \text{CXFPI}_{i,t}$ es el índice de precios *forward* (CXFPI) en primeras diferencias para el país i en el periodo $t + k$.

¹ Se elige esta transformación de la variable, debido a que existe presencia de raíz unitaria en la serie en niveles.

- $\Delta CXPI_{i,t}$ es el índice de precios *spot* (CXPI) en primeras diferencias para el país *i* en el periodo $t+k$.

Asimismo, cabe resaltar que para las dos especificaciones, se estimó un modelo panel con efectos fijos y se obtuvo los siguientes resultados:

Tabla 3. Predictibilidad del tipo de cambio en la muestra usando la especificación 1 con efectos fijos

Especificación 1	Horizonte de predicción en días				
	1 día	1 semana	1 mes	2 meses	3 meses
Obs.	56.199	56.155	55.968	55.726	55.484
Grupos	11	11	11	11	11
Estad. F	29,39	8,92	13,84	33,41	21,42
P-value	0,000	0,0028	0,000	0,000	0,000

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 3 se observa que los resultados muestran que los precios *forward* de los *commodities* son predictores significativos de las tasas de cambio; es decir, el CXFPI está explicando la variabilidad del tipo de cambio para horizontes de hasta tres meses.

Tabla 4. Predictibilidad del tipo de cambio en la muestra usando la especificación 2 con efectos fijos

Especificación 2	Horizonte de predicción en días				
	1 día	1 semana	1 mes	2 meses	3 meses
Obs.	56.199	56.155	55.968	55.726	55.484
Grupos	11	11	11	11	11
Estad. F	65,14	22,89	22,84	17,84	19,4
P-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a los resultados de la especificación 2, en la tabla 4 se observa que en el caso de los precios *forward* de los *commodities* son predictores significativos de las tasas de cambio para todos los horizontes de tiempo. Asimismo, los precios *spot* de los *commodities* también son un predictor significativo de las tasas de cambio, pero para un horizonte de tiempo máximo de dos

meses. Por ello se concluye que tanto el CXPI como el CXFPI son variables que se encuentran explicando significativamente la variabilidad del tipo de cambio de dichos *commodities*.

3. Evaluación de predicción fuera de la muestra

En esta subsección, se responderá si los tipos de cambio de los países exportadores de *commodities* también son predecibles fuera de muestra. Para ello, se evalúa el desempeño fuera de la muestra de las dos especificaciones anteriormente definidas. Asimismo, para el modelo de predicción de tipo de cambio que se está proponiendo, se utilizará el marco de la clásica pseudopredicción fuera de la muestra propuesto por Meese y Rogoff (1983). Para este fin, se ejecutó la siguiente ecuación de regresión basado en una ventana móvil:

$$\Delta s_t = \hat{\alpha}_{t-T,t-1} + \hat{\Theta}_{t-T,t-1} \cdot \Delta \mathbf{X}_{i,t} + \varepsilon_t$$

Donde $\Delta \mathbf{X}_{i,t}$ es el vector de variables explicativas que considera $\Delta \mathbf{CXFPI}_{i,t}$ en el caso de la primera especificación propuesta y $[\Delta \mathbf{CXPI}_{i,t} \quad \Delta \mathbf{CXFPI}_{i,t}]'$ en el caso de la segunda especificación. Los parámetros estimados $\hat{\alpha}_{t-T,t-1}$ y $\hat{\Theta}_{t-T,t-1}$ capturan la magnitud del término constante (i.e. deriva la respuesta del tipo de cambio a cambios en los precios *spot* y *forward* de los *commodities*).

En otras palabras, este procedimiento de evaluación de predicción fuera de la muestra busca capturar las variaciones de largo plazo en la sensibilidad del tipo de cambio respecto a los precios de los *commodities* (e.g. cambios seculares en la participación de los productos básicos en las exportaciones totales de un país, cambios en las políticas de intervención en el mercado de divisas, entre otros).

Por lo tanto, siguiendo a Meese y Rogoff (1983), Cheung *et al.* (2005) y Kohlscheen *et al.* (2017) se empleará una ventana de longitud fija T para estimar los parámetros $\alpha_{t-T,t-1}$ y $\Theta_{t-T,t-1}$, que luego se utilizan para generar un pronóstico fuera de muestra. La ventana se adelanta un período a la vez para producir las estimaciones de coeficientes para el período subsiguiente.

Se consideran las siguientes dos especificaciones:

$$\Delta s_t = \hat{\alpha}_{t-T,t-1} + \hat{\theta}_{t-T,t-1} \cdot \Delta \mathbf{CXFPI}_{i,t} + \varepsilon_t \quad (\text{Especificación GT.1})$$

$$\Delta s_t = \hat{\alpha}_{t-T,t-1} + \hat{\theta}_{t-T,t-1} \cdot \Delta \mathbf{CXPI}_{i,t} + \hat{\beta}_{t-T,t-1} \cdot \Delta \mathbf{CXFPI}_{i,t} + \varepsilon_t \quad (\text{Especificación GT.2})$$

Además, se utilizará como nuestra especificación línea de base a la que define Kohlscheen *et al.* (2017). Para ello, se usa una ventana de estimación de cinco años (aproximadamente un tercio del tamaño de la muestra total), lo que deja una evaluación período de 1.320 días hábiles².

Por su parte, Rossi (2013) manifiesta que para comparar el desempeño de predicción de los modelos, se debe tomar una especificación base (en caso no se disponga, se considerará una especificación *naive*). En este caso, se toma la especificación Kohlscheen, Avalos y Schrimpf (KAS), donde el tipo de cambio es explicado por el índice de precios spot de los *commodities* (CXPI)³.

Para realizar la prueba de predicción, se utilizará la metodología propuesta por Diebold y Mariano (1995). Considerando la serie del tipo de cambio $\{s_t; t = 1, \dots, T\}$, tendremos una predicción considerando alguna de las dos especificaciones GT propuestas $\{\hat{s}_{1t}; t = 1, \dots, T\}$ y también se dispondrá de la predicción utilizando un modelo del tipo paseo aleatorio $\{\hat{s}_{2t}; t = 1, \dots, T\}$. Para evaluar qué predicción provee un mejor nivel de precisión, se definen los errores de predicción de ambas especificaciones como sigue:

$$\varepsilon_{it} = \hat{s}_{it} - s_t, \quad i = 1, 2$$

Donde la pérdida asociada con la predicción i es, por suposición, una función del error de predicción, ε_{it} , y se denota por $g(\varepsilon_{it})$. La función de pérdida $g(\cdot)$ debe cumplir las siguientes características: (i) tomar el valor de cero cuando no se efectúa error de predicción, (ii) ser no-negativa, (iii) ser creciente en el tamaño de los errores.

Asimismo, se define la pérdida diferencial entre las dos predicciones como:

$$d_t = g(\varepsilon_{1t}) - g(\varepsilon_{2t})$$

Y se afirma que las dos pronósticos tienen la misma precisión si y solo si el diferencial de pérdida cumple con $\mathbb{E}[d_t] = 0$, para todo t . Para evaluar dicha hipótesis, se utiliza el siguiente estadístico:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{\hat{\gamma}_d(0) + 2 \sum_{k=1}^{h-1} \hat{\gamma}_d(k)}{T}}} \rightarrow N(0,1)$$

² Se consideran en promedio 22 días hábiles al mes y 264 días hábiles al año.

³ En el anexo se desarrolla el ejercicio de predicción fuera de la muestra respecto a la especificación de tipo paseo aleatorio de Meese y Rogoff (1983).

Donde:

$$\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t$$

$$\hat{\gamma}_d(k) = \frac{1}{T} \sum_{t=|k|+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-|k|} - \bar{d})$$

Asimismo, se sabe que la prueba de Diebold-Mariano (DM) es asintóticamente válida también para modelos anidados cuando el tamaño de la predicción la muestra crece, mientras que la longitud de la ventana de estimación se mantiene fijo (Giacomini y White 2006).

Complementariamente, se utilizan tres criterios para evaluar el desempeño de las dos especificaciones propuestas respecto a la especificación de paseo aleatorio de Meese y Rogoff (1983), estos criterios son: desviación de la raíz cuadrada media (RMSE), presentados a continuación:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} (\hat{x}_{t+h|t} - x_t)^2}$$

La hipótesis nula de la prueba de DM es que ambas especificaciones tienen el mismo desempeño en la predicción de la variable en cuestión. En la tabla 5 se presentan los resultados de la prueba DM para comparar las especificaciones propuestas (GT) con los dos tipos de especificaciones de paseo aleatorio. Los resultados sugieren que la especificación GT.1 posee un mejor desempeño respecto a KAS en la predicción del tipo de cambio en 8 de los 11 países tomados en la muestra, lo que significa que el estadístico DM es negativo y estadísticamente significativo al 1 %. Asimismo, el ratio de RMSE es menor a uno en 10 de los 11 casos.

Por otro lado, la especificación GT.2 posee resultados aun mejores, pues de acuerdo con la prueba DM, esta especificación provee de predicciones superiores respecto a la especificación de KAS en 9 de 11 casos.

Tabla 5. Desempeño en predicción de las especificaciones GT utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)

Moneda	Obs.	Desempeño de especificaciones GT vs KAS			
		Especificación GT.1 vs KAS		Especificación GT.2 vs KAS	
		RMSE ratio	Estadístico DM	RMSE ratio	Estadístico DM
AUD	1.320	0,9301	-4,051***	0,897	-4,755***
BRL	1.320	0,9094	-4,575***	0,926	-4,177***
CAD	1.320	0,9393	-3,729***	0,9035	-4,673***
CLP	1.320	1,0078	0,393	0,9907	-0,921
COP	1.320	0,9978	-0,399	0,967	-2,429**
MYR	1.320	0,9861	-1,242	0,9756	-1,924*
MXN	1.320	0,9212	-4,31***	0,949	-3,331***
NOK	1.320	0,9768	-1,85*	0,974	-2,022*
PEN	1.320	0,8879	-4,824***	0,9547	-3,068***
RUB	1.320	0,977	-1,837*	1,0039	0,077
ZAB	1.320	0,9193	-4,359***	0,9591	-2,851***

Nota: El ratio de RMSE hace referencia a la división entre el RMSE de las especificaciones GT respecto al RMSE de la especificación de KAS. *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

De manera complementaria al estadístico de Diebold y Mariano, se efectuó el test de racionalidad de Theil-Mincer-Zarnowitz. Según Mincer y Zarnowitz (1969), una predicción óptima o racional es insesgada si el error de predicción es igual a cero en promedio. Esto se puede verificar estimando la siguiente regresión auxiliar:

$$x_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 \hat{x}_{t+h|t} + \varepsilon_{t+h}$$

Donde se prueba la hipótesis nula $H_0: \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$. Para evitar alguna forma de heterocedasticidad y autocorrelación se corregirá la regresión utilizando el estimador de Newey-West y el estimador consistente de la varianza de White, además para contrastar dicha hipótesis se utiliza la prueba de Wald.

En la tabla 6, se presentan los resultados, el estadístico de la prueba de Wald no es significativo para la especificación 2 en todos los países, mientras que en la especificación 1, solo para algunos países el estadístico es significativo al 90 % de confianza. Por ello se sugiere que en la gran mayoría de casos, las especificaciones propuestas cumplen con el supuesto de racionalidad en el sentido de Theil-Mincer-Zarnowitz.

Tabla 6. Desempeño en predicción usando la prueba de Theil-Mincer-Zarnowitz

Moneda	Obs.	Desempeño de las especificaciones propuestas			
		Especificación GT.1		Especificación GT.2	
		Estadístico F	P-value	Estadístico F	P-value
AUD	1.320	3,119	0,150	4,104	0,114
BRL	1.320	5,381*	0,087	3,655	0,128
CAD	1.320	5,250*	0,089	2,725	0,171
CLP	1.320	4,107	0,114	4,129	0,113
COP	1.320	5,598*	0,083	3,241	0,144
MYR	1.320	5,817*	0,080	3,667	0,127
MXN	1.320	3,297	0,142	2,708	0,172
NOK	1.320	3,761	0,124	3,844	0,121
PEN	1.320	4,941*	0,095	3,264	0,143
RUB	1.320	5,866*	0,080	4,265	0,109
ZAB	1.320	5,644*	0,083	3,39	0,138

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

4. Evaluación de predicción fuera la muestra para periodos más largos

En esta subsección, complementariamente para contrastar la robustez del ejercicio de predicción fuera de la muestra realizado, se considera incrementar el tamaño de ventana de predicción, pasando a 1 semana, 1 mes y 6 meses. Para ello, se utiliza el mismo procedimiento explicado en la subsección anterior. En la tabla 7 se muestran los resultados para la especificación 1, los cuales sugieren que el poder de predicción de los precios *forward* es estadísticamente significativo independientemente del tamaño de ventana de predicción.

Tabla 7. Desempeño en predicción de la especificación GT.1 en diferentes periodos de tiempo

Moneda	Obs.	Estadísticos DM (p-value) según tamaño de ventana			
		1 día	1 semana	1 mes	6 meses
AUD	1.320	-4,051*** (0,9301)	-3,873*** (0,9027)	-3,507*** (0,9137)	-2,264** (0,9366)
BRL	1.320	-4,575*** (0,9094)	-4,447*** (0,932)	-3,946*** (0,9504)	-3,456*** (0,9677)
CAD	1.320	-3,729*** (0,9393)	-3,503*** (0,9104)	-3,049*** (0,929)	-1,787* (0,9455)
CLP	1.320	0,393 (1,0078)	0,986 (0,9959)	1,303 (1,0108)	4,602 (1,0271)
COP	1.320	-0,399 (0,9978)	0,109 (0,9736)	0,805 (0,9783)	3,865 (0,9973)
MYR	1.320	-1,242 (0,9861)	-0,777 (0,9825)	-0,315 (0,9927)	1,339 (1,0143)

Moneda	Obs.	Estadísticos DM (p-value) según tamaño de ventana			
		1 día	1 semana	1 mes	6 meses
MXN	1.320	-4,31*** (0,9212)	-4,117*** (0,9542)	-3,672*** (0,9676)	-2,583** (0,9826)
NOK	1.320	-1,85* (0,9768)	-1,517 (0,9806)	-0,719 (0,995)	1,574 (1,0169)
PEN	1.320	-4,824*** (0,8879)	-4,784*** (0,9605)	-4,501*** (0,9708)	-4,389*** (0,9934)
RUB	1.320	-1,837* (0,977)	-1,431 (1,0102)	-0,399 (1,0139)	0,934 (1,0487)
ZAB	1.320	-4,359*** (0,9193)	-4,2*** (0,9652)	-3,699*** (0,9882)	-3,172*** (1,0015)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el ratio de RMSE de las especificación GT.1 respecto al RMSE de la especificación de KAS.

Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, los resultados para la especificación GT.2 que se presentan en la tabla 8 refuerzan la robustez de la especificación utilizada, donde los coeficientes son altamente significativos incluso en tamaños de ventana más grandes.

Tabla 8. Desempeño en predicción de la especificación GT.2 en diferentes periodos de tiempo

Moneda	Obs.	Estadísticos DM (p-value) según tamaño de ventana			
		1 día	1 semana	1 mes	6 meses
AUD	1.320	-4,755*** (0,897)	-4,684*** (0,9354)	-4,489*** (0,9449)	-3,83*** (0,9699)
BRL	1.320	-4,177*** (0,926)	-3,989*** (0,9156)	-3,268*** (0,9333)	-2,39** (0,9461)
CAD	1.320	-4,673*** (0,9035)	-4,556*** (0,945)	-4,086*** (0,9551)	-3,482*** (0,9778)
CLP	1.320	-0,921 (0,9907)	-0,542 (1,0148)	0,643 (1,0184)	2,104 (1,0514)
COP	1.320	-2,429** (0,967)	-2,046* (1,0043)	-1,756* (1,0127)	-0,436 (1,0446)
MYR	1.320	-1,924* (0,9756)	-1,484 (0,9927)	-0,777 (0,9989)	0,942 (1,0188)
MXN	1.320	-3,331*** (0,949)	-3,092*** (0,928)	-2,395** (0,9408)	-1,478 (0,9642)
NOK	1.320	-2,022* (0,974)	-1,608 (0,982)	-0,609 (0,9935)	1,17 (1,0214)
PEN	1.320	-3,068*** (0,9547)	-2,779*** (0,894)	-2,212** (0,9131)	-0,726 (0,9181)
RUB	1.320	0,077 (1,0039)	0,593 (0,9833)	0,908 (0,9978)	4,306 (1,0142)
ZAB	1.320	-2,851*** (0,9591)	-2,529** (0,9252)	-1,097 (0,9401)	-0,113 (0,9525)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el ratio de RMSE de las especificación GT.1 respecto al RMSE de la especificación de KAS.

Fuente: Elaboración propia.

5. Causalidad inversa entre los precios forward y el tipo de cambio

En esta subsección, se analiza la existencia de causalidad inversa entre los precios *forward* y el tipo de cambio. Como señalan Kohlscheen *et al.* (2017), debido a que se utiliza los índices de precios de *commodities* específicos para cada país, sugiere que podría existir una causalidad inversa en la relación de los tipos de cambio bilaterales con los precios de los *commodities*, debido a, por ejemplo, una apreciación de la moneda de un país primario exportador hacer subir los precios en dólares estadounidenses de los productos producidos en estos países⁴.

Por esa razón, se busca probar la hipótesis de una vinculación reversa, para ello se estimará la siguiente especificación inversa:

$$\Delta\text{CXFPI}_{i,t+k} = \alpha + \beta_1 \cdot \Delta s_{i,t} + \gamma_i + \theta_{t+k} + \varepsilon_{i,t+k}$$

Utilizando un modelo de efectos fijos de manera similar a la presentada en la primera subsección. Los resultados presentados en la tabla 9 muestran que cualquier posible indicio de causalidad inversa desaparece en el muy corto plazo. En particular, el único coeficiente significativo es aquel correspondiente al primer rezago, mientras que los coeficientes de periodos más adelantados resultan no significativos.

Tabla 9. Predictibilidad del CXFPI utilizando el tipo de cambio

	Horizonte de predicción en días				
	1 día	1 semana	1 mes	2 meses	3 meses
Tipo de Cambio	-0,0277*	-0,0224	-0,0208	-0,0438	-0,0154
Estad. t	1,67	0,97	0,64	0,17	0,19
Obs.	56.199	56.155	55.968	55.726	55.484
Grupos	11	11	11	11	11

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, se plantea también probar una especificación adicional donde se incorpora al índice de precios *spot* de los *commodities* (CXPI) como variable explicativa, a modo de “control”. Esto permitirá capturar en cierta medida la variabilidad de los precios *forward*, debido a que, como se presentó en la revisión de literatura, existe evidencia que sugiere que los precios *spot* como *forward* de los *commodities* presentan comovimientos similares. Para ello, se estimará la siguiente especificación:

$$\Delta\text{CXFPI}_{i,t+k} = \alpha + \beta_1 \cdot \Delta s_{i,t} + \beta_2 \cdot \Delta\text{CXPI}_{i,t} + \gamma_i + \theta_{t+k} + \varepsilon_{i,t+k}$$

⁴ Estos mecanismos son explorados en mayor detalle por Clements y Fry (2008).

utilizando un modelo de efectos fijos de manera similar a la presentada en la primera.

Los resultados presentados en la tabla 10 muestran que el poder predictivo del tipo de cambio sobre el índice de precios *forward* solo es posible en el horizonte de tiempo de una semana, mientras que para horizontes de tiempo mayores, no existe indicios de alguna vinculación.

Tabla 10. Predictibilidad del CXFPI utilizando el tipo de cambio y CXPI

	Horizonte de predicción en días				
	1 día	1 semana	1 mes	2 meses	3 meses
Tipo de Cambio	-0,0239*	-0,0319*	-0,0447	-0,0633	-0,0491
Estad. t	2,01	1,76	0,56	0,23	0,35
CXPI	0,2900***	-0,0539***	-0,0506**	-0,0216	-0,0207
Estad. t	3,23	2,83	2,42	1,12	1,01
Obs.	56.199	56.155	55.968	55.726	55.484
Grupos	11	11	11	11	11

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

6. El rol del *convenience yield*

En esta subsección, se discute la existencia de un elemento de vital importancia, el cual es mencionado en la literatura de precios de los *commodities*, y ese es el rendimiento de conveniencia (*convenience yield*). Particularmente, Figuerola-Ferretti y Gonzalo (2010) muestran que esta variable puede ser modelada como una combinación lineal de los precios *spot* y *forward* de los *commodities* satisfaciendo la condición de no arbitraje. La importancia teórica de este elemento es que permite visualizar si el mercado de *commodities* se encuentra en *backwardation* o contango; esto es que los precios de los *commodities* se reducen (aumentan) conforme se acerca el periodo de maduración (i.e. los precios *spot* son mayores que los *forward* o viceversa).

Proposición 3 (Derivación del *convenience yield*). Sea $\{p_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie de los precios *spot* de los *commodities* y $\{f_t\}_{t \in \mathbb{N}}$ la serie de los precios *forward* de los mismos. El *convenience yield* se define de la siguiente forma:

$$C_t = \alpha + p_t - f_t \quad (2)$$

Donde α es una constante por definir.

En ese sentido, se consideran las siguiente especificación adicional en donde se incorpora al *convenience yield* como una variable explicativa.

$$\Delta s_t = \hat{\alpha}_{t-T,t-1} + \hat{\theta}_{t-T,t-1} \cdot C_t + \varepsilon_t \quad (\text{Especificación GT.3})$$

Donde $C_t = p_t - f_t$. Los resultados sobre el desempeño predictivo de la especificación GT.3 son presentados en la tabla 11. Es interesante destacar que el *convenience yield* por si solo incorpora mayor información para predecir el tipo de cambio que los precios spot por si solos, pues genera predicciones más efectivas.

La interpretación de este fenómeno está en que el *convenience yield*, siguiendo a Figuerola-Ferretti y Gonzalo (2010), puede interpretarse como el error de cointegración de las series de precios spot y forward, por lo que este término estaría incorporando actualizaciones en los precios que, en principio, tienen lugar primero en el mercado *forward* y posteriormente suceden en el mercado *spot*.

Tabla 11. Desempeño en predicción de la especificación 1 utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)

Moneda	Obs.	Desempeño de especificaciones GT vs KAS	
		Especificación GT.3 vs KAS	
		RMSE ratio	Estadístico DM
AUD	1.320	0,8875	-4,743***
BRL	1.320	0,9139	-3,499***
CAD	1.320	0,9771	-4,787***
CLP	1.320	0,9954	0,154
COP	1.320	0,9646	-2,122*
MYR	1.320	1,0179	-3,872***
MXN	1.320	0,9471	-1,902*
NOK	1.320	1,0222	-4,137***
PEN	1.320	0,9135	-1,409
RUB	1.320	0,9453	4,813
ZAB	1.320	0,9638	-3,612***

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Capítulo IV. Análisis de robustez

En este capítulo, se analiza la robustez de los resultados que se han obtenido sobre la predictibilidad del tipo de cambio a partir de diferentes pruebas de hipótesis, con el objetivo de demostrar que especificación aporta mayor información para predecir la variabilidad del tipo de cambio a partir de los precios forward de los *commodities*.

1. Pruebas de *forecast encompassing*

Hasta el momento, en el capítulo anterior se utilizó las pruebas de Diebold y Mariano, y la prueba de Theil-Mincer-Zarnowitz, para evaluar la predicción fuera de la muestra, pues ambas son estándar en la literatura (Giacomini y White 2006). Sin embargo, es importante señalar que en modelos anidados (i.e. modelos que pueden ser expresados como una versión restringida de otro), el error de predicción cuadrático medio (MSPE) debe ajustarse para considerar la posibilidad de que modelos menos parsimoniosos introduzcan un mayor sesgo al estimar un parámetro.

En ese sentido, el estadístico propuesto por Clark y West (2007) considera apropiadamente esta posibilidad. El AMSPE ajustado es:

$$AMSPE = \frac{\sum_{t=1}^T (y_{t+\tau} - y_{1t,t+\tau})^2 - \left[\sum_{t=1}^T (y_{t+\tau} - y_{2t,t+\tau})^2 - \sum_{t=1}^T (y_{1t,t+\tau} - y_{2t,t+\tau})^2 \right]}{T}$$

Donde $y_{1t,t+\tau}$ es el valor pronosticado de la especificación parsimonioso, $y_{2t,t+\tau}$ es el valor pronosticado del modelo que anida la especificación parsimoniosa, $y_{t+\tau}$ es el valor real de la variable, y T es el número de predicciones. La hipótesis nula establece que la versión parsimoniosa no agrega mayor información sobre la predicción de la variable de interés respecto de la versión anidada o restringida.

En esta subsección, se utiliza este estadístico para probar si la especificación 2 (con precios spot y forward como regresores) incrementa el poder predictivo del tipo de cambio respecto de la especificación de Kohlscheen, Avalos y Schrimpf (KAS), pues claramente, la segunda es una versión restringida de la primera, como se evidencia en las siguientes especificaciones:

$$\Delta s_t = \hat{\alpha}_{t-T|t-1} + \hat{\theta}_{t-T|t-1} \cdot \Delta CXPI_{i,t} + \varepsilon_t \quad (\text{Especificación KAS})$$

$$\Delta s_t = \hat{\alpha}_{t-T|t-1} + \hat{\theta}_{t-T|t-1} \cdot \Delta CXPI_{i,t} + \hat{\beta}_{t-T|t-1} \cdot \Delta CXPFI_{i,t} + \varepsilon_t \quad (\text{Especificación GT.2})$$

donde claramente la especificación KAS es equivalente a la especificación GT.2 cuando $\hat{\beta}_{t-T|t-1} = 0$.

La tabla 12 muestra los resultados de la prueba de Clark y West, donde los coeficientes fueron estimados con una ventana de 5 años siguiendo la metodología de Meese y Rogoff. Los resultados sugieren que la especificación 2 aporta mayor información para predecir la variabilidad del tipo de cambio respecto de la especificación de línea de base KAS, pues el estadístico de Clark y West es positivo y significativo en todos los casos.

Tabla 12. Comparación de especificaciones usando la prueba de Clark y West

Moneda	Obs.	Desempeño de especificación GT.2 vs especificación de KAS		
		RMSE	Estadístico de Clark y West	P-value
AUD	1.320	0,9718	11,238***	0,000
BRL	1.320	0,9177	6,077***	0,000
CAD	1.320	0,9734	12,213***	0,000
CLP	1.320	0,9270	7,18***	0,000
COP	1.320	0,9636	11,36***	0,000
MYR	1.320	0,8889	3,658***	0,000
MXN	1.320	0,9351	8,067***	0,000
NOK	1.320	0,9565	10,069***	0,000
PEN	1.320	0,9665	11,453***	0,000
RUB	1.320	0,9457	8,65***	0,000
ZAB	1.320	0,8874	3,158***	0,000

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de la especificación GT.3, en donde se incluye al *convenience yield* como variable explicativa, los resultados muestran que esta especificación también aporta mayor información sobre el tipo de cambio con respecto a la especificación KAS.

Tabla 13. Comparación de especificaciones usando la prueba de Clark y West

Moneda	Obs.	Desempeño de especificación GT.3 vs especificación de KAS		
		RMSE	Estadístico de Clark y West	P-value
AUD	1.320	0,9232	6,175***	0,000
BRL	1.320	0,8993	3,256***	0,000
CAD	1.320	0,9247	11,101***	0,000
CLP	1.320	0,8992	5,693***	0,000
COP	1.320	0,9251	9,666***	0,000
MYR	1.320	0,8445	1,825*	0,024
MXN	1.320	0,8883	7,356***	0,000
NOK	1.320	0,9374	6,609***	0,000
PEN	1.320	0,9375	10,072***	0,000
RUB	1.320	0,9362	6,511***	0,000
ZAB	1.320	0,8430	2,371**	0,009

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, Clements y Harvey (2009) presentan una prueba que permite evaluar si la especificación que abarca a otra (*encompassing*) agrega mayor información sobre la predicción de una variable de interés. Para ello, se considera la serie de tipo de cambio $\{s_t; t = 1, \dots, T\}$, la predicción utilizando la especificación 2 $\{f_{1t}; t = 1, \dots, T\}$ y la predicción utilizando la especificación KAS $\{f_{2t}; t = 1, \dots, T\}$ y una combinación lineal de las mismas:

$$s_t = \alpha + \beta_1 f_{1t} + \beta_2 f_{2t} + v_t$$

Se estima que los errores de predicción de ambas especificaciones es la siguiente:

$$\varepsilon_{it} = \hat{s}_{it} - s_t, \quad i = 1, 2$$

Entonces, para realizar la prueba de encompassing, se considera la siguiente regresión auxiliar:

$$\varepsilon_{1t} = \alpha + \beta(\varepsilon_{1t} - \varepsilon_{2t}) + v_t$$

Y se utiliza una prueba *t* para testear la hipótesis que $\beta = 0$, lo que significa probar si excluir la predicción f_{2t} de la combinación lineal resulta en un incremento estadísticamente significativo de la pérdida esperada de errores cuadrados. Evidentemente, el utilizar mínimos cuadrados ordinarios en la regresión auxiliar podría potencialmente generar estimadores inconsistentes y sesgados, por lo que se considera aplicar el estimador Newey-West consistente de heterocedasticidad y autocorrelación para evitar dichos problemas.

Como se observa en la tabla 14, se puede apreciar claramente que la especificación 2 presenta mayor información para predecir el tipo de cambio respecto de la especificación KAS, lo cual confirma los resultados obtenidos con la prueba de Clark y West. Una de las posibles explicaciones de estos resultados está en que los precios forward, debido a su naturaleza *forward-looking*, capturan dinámicas futuras de los mercados primarios, dicha información no es capturada por los precios *spot*. Por ello, agregaría mayor información para predecir la variabilidad del tipo de cambio.

Tabla 14. Comparación de especificaciones usando la prueba de Clements y Harvey

Moneda	Obs.	Desempeño de especificación 2 vs. especificación de KAS	
		Estadístico de CH	P-value
AUD	1.320	9,777***	0,000
BRL	1.320	5,530***	0,000
CAD	1.320	10,625***	0,000
CLP	1.320	6,247***	0,000
COP	1.320	9,883***	0,000
MYR	1.320	3,182***	0,000
MXN	1.320	7,260***	0,000

NOK	1.320	8,961***	0,000
Moneda	Obs.	Desempeño de especificación 2 vs. especificación de KAS	
		Estadístico de CH	P-value
PEN	1.320	10,193***	0,000
RUB	1.320	7,872***	0,000
ZAB	1.320	2,747**	0,021

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Respecto a la especificación que incluye al *convenience yield* como regresor (GT.3) los resultados también son satisfactorios como se observa en la tabla 15, pues se está demostrando que dicha especificación aporta más información sobre el tipo de cambio que aquella donde solo se incluyen los precios *spot*.

Tabla 15. Comparación de especificaciones usando la prueba de Clements y Harvey

Moneda	Obs.	Desempeño de especificación GT.3 vs especificación de KAS	
		Estadístico de CH	P-value
AUD	1.320	9,777***	0,000
BRL	1.320	5,530***	0,000
CAD	1.320	10,625***	0,000
CLP	1.320	6,247***	0,000
COP	1.320	9,883***	0,000
MYR	1.320	3,182***	0,000
MXN	1.320	7,260***	0,000
NOK	1.320	8,961***	0,000
PEN	1.320	10,193***	0,000
RUB	1.320	7,872***	0,000
ZAB	1.320	2,747**	0,021

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

2. Resultados utilizando menor frecuencia en los datos

En esta subsección, se busca entender por qué es importante analizar los resultados utilizando menor frecuencia de los datos. Es importante mencionar que es usual que *policy-makers* realicen predicciones sobre el tipo de cambio a una frecuencia menor (e.g., los bancos centrales), por ello resulta de vital importancia confirmar si los resultados que se han obtenido sobre la predictibilidad del tipo de cambio mantienen su robustez en un contexto de data mensual.

En ese sentido, tomando la misma muestra de países durante el horizonte de tiempo 2004-2017, se construyeron los índices CXPI y CFXFPI con frecuencia mensual, lo cual generó series con 168 observaciones. Los resultados del ejercicio de predicción fuera de la muestra para un mes en

adelante sugieren que la robustez de los resultados se mantiene incluso en un contexto de data de baja frecuencia. En particular, la especificación GT.2 muestra el mejor desempeño, al superar a la especificación de KAS en 8 de 11 países.

Tabla 16. Desempeño en predicción de la especificación 1 utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)

Moneda	Obs.	Desempeño de especificaciones GT vs KAS			
		Especificación GT.1 vs KAS		Especificación GT.2 vs KAS	
		RMSE ratio	Estadístico DM	RMSE ratio	Estadístico DM
AUD	168	0,9556	-4,563***	0,91	-3,025***
BRL	168	0,8806	-3,568***	0,9434	-4,84***
CAD	168	0,9415	-4,384***	0,9183	-3,646***
CLP	168	1,0577	0,335	1,0071	5,311
COP	168	1,0280	-1,304	0,9852	2,193
MYR	168	0,9465	-0,777	0,9927	-3,441***
MXN	168	0,8803	-2,866***	0,9588	-4,84***
NOK	168	0,9598	-1,118	0,9879	-2,815***
PEN	168	0,8573	-2,052*	0,9735	-4,661***
RUB	168	1,0071	1,073	1,0158	0,335
ZAB	168	0,8976	-2,287**	0,9695	-4,749***

Nota: El ratio de RMSE hace referencia a la división entre el RMSE de las especificaciones GT respecto al RMSE de la especificación de KAS. *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, es importante mencionar que la robustez de los resultados se mantiene incluso en la especificación que incluye el *convenience yield*, pues esta provee de pronósticos del tipo de cambio superiores que la especificación de KAS para 7 países con al menos 90 % de significancia estadística.

Tabla 17. Desempeño en predicción de la especificación 1 utilizando el estadístico DM (criterio RMSE)

Moneda	Obs.	Desempeño de especificaciones GT vs KAS	
		Especificación GT.3 vs KAS	
		RMSE ratio	Estadístico DM
AUD	1.320	0,9112	-4,002***
BRL	1.320	0,9631	-3,371***
CAD	1.320	0,9007	-3,596***
CLP	1.320	1,0044	-2,141*
COP	1.320	0,9755	-1,67
MYR	1.320	0,9777	3,413
MXN	1.320	0,9334	-4,578***
NOK	1.320	1,0031	2,008
PEN	1.320	0,9479	-4,042***
RUB	1.320	0,9958	-2,598**
ZAB	1.320	0,9920	-1,179

Nota: El ratio de RMSE hace referencia a la división entre el RMSE de las especificaciones GT respecto al RMSE de la especificación de KAS. *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

3. Resultados utilizando el ajuste por riesgo

En principio, podría darse la posibilidad de que las relaciones que se destacaron en las subsecciones anteriores se debieran principalmente a los cambios en el nivel de riesgo global. Esto puede provocar que los inversionistas globales entren o salgan de los mercados de productos básicos y posiciones extranjeras de forma sincronizada, con los consiguientes efectos en los tipos de cambio. La variación diaria en las percepciones de riesgo puede ser representada por el índice CBOE VIX, como en Adrian *et al.* (2009), McCauley (2012) o Bock y Carvalho Filho (2015). Los últimos estudios sugieren que el VIX es, de hecho, un buen indicador para marcar episodios de ausencia de riesgo en los mercados financieros mundiales.

Para asegurar que la relación que se halló en la sección 3 no sea solo un efecto secundario de las variaciones en el riesgo global, se verificó si las variaciones en el precio de los *commodities* pueden explicar el componente de la variación del tipo de cambio que es ortogonal a los cambios en el VIX. Los resultados de la tabla 18 muestran que en los 11 casos que se mencionaron anteriormente, las variaciones diarias en el índice de precios de los *commodities* explican los movimientos del tipo de cambio que no están relacionados con los cambios en el índice VIX. El poder explicativo es económica y estadísticamente significativo al 1 % en los 11 casos.

Tabla 18. Relación entre el tipo de cambio ajustado por riesgo y los precios *forward* de los *commodities*

Moneda	Obs.	Regresión			
		Primera etapa (v.d. log del TC)		Segunda etapa (v.d. residuos de la 1ra etapa)	
AUD	1.320	VIX	0,160***	CXFPI	-0,060***
			(7,615)		(8,200)
		R^2	0,0789	R^2	0,0427
BRL	1.320	VIX	0,116***	CXFPI	-0,500***
			(7,746)		(11,077)
		R^2	0,0688	R^2	0,1452
CAD	1.320	VIX	0,086***	CXFPI	-0,208***
			(7,406)		(13,904)
		R^2	0,0567	R^2	0,1165
CLP	1.320	VIX	0,200***	CXFPI	-0,218***
			(6,846)		(14,117)
		R^2	0,0802	R^2	0,12
COP	1.320	VIX	0,050***	CXFPI	-0,283***
			(6,537)		(14,962)
		R^2	0,0364	R^2	0,1386
MYR	1.320	VIX	0,149***	CXFPI	-0,306***

			(7,718)		(15,039)
		R^2	0,0773	R^2	0,1434

Moneda	Obs.	Regresión			
		Primera etapa (v.d. log del TC)		Segunda etapa (v.d. residuos de la 1ra etapa)	
MXN	1.320	VIX	0,116***	CXFPI	-0,418***
			(7,746)		(13,759)
		R^2	0,0688	R^2	0,1528
NOK	1.320	VIX	0,166***	CXFPI	-0,035***
			(7,539)		(6,762)
		R^2	0,0796	R^2	0,0264
PEN	1.320	VIX	0,209***	CXFPI	-0,521***
			(6,588)		(10,154)
		R^2	0,0794	R^2	0,1412
RUB	1.320	VIX	0,171***	CXFPI	-0,223***
			(7,465)		(14,215)
		R^2	0,08	R^2	0,1217
ZAB	1.320	VIX	0,175***	CXFPI	-0,224***
			(7,399)		(14,234)
		R^2	0,0803	R^2	0,1221

Nota: Esta tabla muestra la regresión del residuo de la regresión de la primera etapa en el cambio del CXFPI. Las constantes no se muestran, ya que no fueron significativas en ningún caso. Las estadísticas t basadas en los errores estándar de Newey-West se informan entre paréntesis. *, ** y *** indican significación estadística al 90 %, 55 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Conclusiones y recomendaciones

1. Conclusiones

La presente investigación muestra evidencia de que el vínculo entre los precios *forward* de los *commodities* y los tipos de cambio son económica y estadísticamente significativos en un contexto de data de alta frecuencia. En primer lugar, utilizando el enfoque del valor presente de Chen *et al.* (2010) se demostró que el tipo de cambio puede ser representado como una función tanto de los precios *spot* como los precios *forward* de los *commodities*. Luego, se utilizaron estas formas reducidas para plantear las especificaciones de dos modelos del tipo de cambio.

Los resultados sugieren que efectivamente los precios *forward* poseen información relevante para predecir el tipo de cambio en la mayoría de países relevantes de la muestra analizada. Sin embargo, los hallazgos son aun más interesantes, pues se debe destacar que los precios *forward* están capturando información que no poseen los precios *spot*, por lo que existiría un espacio para presentar una especificación que capture ambas dinámicas y brinde mejores proyecciones. En ese sentido, se define la especificación que incluye tanto precios *spot* como *forward* como variables explicativas y se demuestra que esta especificación es más efectiva en el pronóstico del tipo de cambio con respecto a las otras especificaciones (que incluyen solo precios *spot* y *forward* de manera separada).

Asimismo, es importante destacar que el rendimiento de conveniencia (*convenience yield*) incorpora información que incluso los precios *spot* y *forward* no están capturando, debido a que desde la perspectiva de Figuerola-Ferretti y Gonzalo (2010) este rendimiento puede interpretarse como el error de cointegración entre los precios *spot* y *forward*, por lo que estaría capturando dinámicas en el mercado de *commodities* a futuro evidenciando que los precios del mercado están en *backwardation* o contango. En ese sentido, se deberá considerar al *convenience yield* como un elemento adicional a incluir en la potencial especificación que brindará predicciones más precisas del tipo de cambio.

Finalmente, a partir del análisis de robustez realizado, los hallazgos se mantienen incluso en el caso de ventanas de predicción más largas (e.g. horizontes de 1 semana, 1 mes y 6 meses), con información con menor frecuencia (e.g. data mensual) y realizando el ajuste por propensión al riesgo de inversionistas también se demuestra que las variaciones del CXFPI se encuentran

explicando los movimientos del tipo de cambio y no están relacionados con los cambios en el índice de volatilidad VIX.

2. Recomendaciones

Como siguiente paso se considera necesario explorar el comportamiento de otros *commodities* en países fuera de la muestra que se utilizó en este documento. Es importante mencionar que la principal referencia para la selección de países y *commodities* en nuestro caso fue Kohlscheen *et al.* (2017), y debido a la información disponible se construyeron los índices de precios *spot* y *forward* para un subconjunto de los *commodities* utilizados por los autores mencionados.

Asimismo, también resultaría informativo evaluar la robustez de las diferentes especificaciones propuestas en este documento y los autores citados en un contexto de datos con frecuencia muy alta (e.g. data por segundo o intervalos de segundo), los cuales tendrían relevancia en un contexto de inversiones en monedas extranjeras. Para ello, se recomienda considerar la incorporación de un modelo de fuente latente propuesto por Chen *et al.* (2013) y Bresler *et al.* (2014), el cual muestra un desempeño aceptable en series de alta volatilidad.

Bibliografía

Andrews, D. (1993). "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point". *Econometrica*. 61 (4): 821-856.

Andrews, D. (2003). "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum". *Econometrica*. 71 (1): 395-397.

Bai, J. (1994). "Estimation of Structural Change based on Wald Type Statistics". Working paper 94-6, Department of Economics, MIT, Cambridge, Massachusetts.

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

Bekiros, D. y Diks, H. (2008). "The relationship between crude oil spot and futures prices: Cointegration, linear and nonlinear causality," *Energy Economics*, Elsevier, vol. 30(5), 2673-2685.

Bresler, G., Chen, G. y Shah, D. (s.f.). "A latent source model for online collaborative filtering," en *Advances in Neural Information Processing Systems*.

Chen, Y., Rogoff, K. y Rossi, B. (2010). "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?". *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 125, 1145-1194.

Chen, G., Nikolov, S. y Shah, D. (2013). "A latent source model for nonparametric time series classification," en *Advances in Neural Information Processing Systems*, pp. 1088-1096.

Cheung, Y., Chinn, D. y Pascual, A. (2017). "Exchange rate prediction redux: new models, new data, new currencies". Working Paper Series 2018, European Central Bank.

Cheung, Y., Chinn, D. y Pascual, A. (2005). "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?". *Journal of International Money and Finance* 24, 1150-1175.

Chin, M. y Coibion, O. (2014). "The Predictive Content of Commodity Futures". *Journal of Futures Markets*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 34(7), 607-636.

- Chow, G. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica*. 28 (3): 591-605.
- Danthine, J. (1978). "Information, futures prices, and stabilizing speculation", *Journal of Economic Theory*, Elsevier, vol. 17(1), 79-98.
- Elliot, G., T. Rothenberg y J. Stock (1996). "Efficient test for an autoregressive unit root". *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 813-836.
- Ferraro, D., Rogoff K. y Rossi, B. (2015). "Can Oil Prices Forecast Exchange Rates?". Working Papers 803, Barcelona Graduate School of Economics.
- Figuerola-Ferretti, Isabel y Gonzalo, Jesús (2010). "Modelling and measuring price discovery in commodity markets". *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 158(1), 95-107.
- French, K. (1986). "Detecting Spot Price Forecasts in Futures Prices". *The Journal of Business*, University of Chicago Press, vol. 59(2), 39-54.
- Knittel, C. y Pindyck, R. (2016). "The Simple Economics of Commodity Price Speculation", *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, vol. 8(2), 85-110.
- Kohlscheen, E. (2014). "Long-Run Determinants Of The Brazilian Real: A Closer Look At Commodities". *International Journal of Finance & Economics*, vol. 19(4), 239-250.
- Kohlscheen, E., Avalos, F. y Schrimpf, A. (2017). "When the Walk Is Not Random: Commodity Prices and Exchange Rates". *International Journal of Central Banking*, vol. 13(2), 121-158.
- Ng, S. y P. Perron (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power". *Econometrica*, Vol 69, No. 6, pp. 1519-1554.
- Reichsfeld, D. y Roache, S. (2011). "Do Commodity Futures Help Forecast Spot Prices?". IMF Working Papers 11/254, International Monetary Fund.

Rossi, B. (2013). "Exchange rate predictability". *Journal of Economic Literature* 51, 4, 1063-1119.

Sidek, N. y Yussof, M. (2009). "An empirical analysis of the Malayan Ringitt equilibrium exchange rate and misalignment". *Global Economy and Finance Journal* 2, 104-126.

Xin, J. y Maheu, J. (2016). "Modeling covariance breakdowns in multivariate GARCH". *Journal of Econometrics*, vol. 194(1), 1-23.

Anexos

Anexo 1. Demostración de las proposiciones utilizadas en el documento

• Demostración de la Proposición 1

Consideremos el operador de rezago L definido de la siguiente forma $x_{t-1} = Lx_t$, (1) se puede expresar de la siguiente manera

$$s_t = \gamma(\mathbb{E}[X_t|I_t] + \psi\mathbb{E}[L^{-1}X_t|I_t] + \psi^2\mathbb{E}[L^{-2}X_t|I_t] + \dots)$$

Ahora, dado que la esperanza $\mathbb{E}[\cdot | I_t]$ es un operador lineal, se tendría lo siguiente

$$s_t = \gamma(\mathbb{E}[X_t|I_t] + \psi L^{-1}\mathbb{E}[X_t|I_t] + \psi^2 L^{-2}\mathbb{E}[X_t|I_t] + \dots)$$

Finalmente, considerando la serie geométrica, la expresión para el tipo de cambio s_t en función de sus fundamentos quedaría expresada de la siguiente manera

$$s_t = \gamma \left(\frac{1}{1 - \psi L^{-1}} \mathbb{E}[X_t|I_t] \right) \quad (A.1)$$

Siguiendo a Chen, Rogoff y Rossi (2010), los fundamentos del tipo de cambio, $\mathbb{E}[X_t|I_t]$, se pueden expresar en una forma reducida, donde uno de los fundamentos estaría dado por el precio spot de los *commodities*, p_t , y un vector de shocks que determinan el tipo de cambio independientemente de los precios de los *commodities*

$$\mathbb{E}[X_t|I_t] = \beta p_t + v_t \quad (A.2)$$

Introduciendo (A.2) en (A.1) se tendría lo siguiente

$$s_t = \frac{\gamma\beta}{1 - \psi L^{-1}} p_t + \frac{\gamma}{1 - \psi L^{-1}} v_t \quad (A.3)$$

Por otro lado, siguiendo la amplia literatura existente sobre valoración de precios de los *commodities*, los precios forward, f_t , se definen como una suma ponderada de los valores esperados del precio spot de los mismos, como se presenta a continuación

$$f_t = \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \mathbb{E}[p_{t+k}]$$

Por simplicidad, primero asumiremos que $\mathbb{E}[p_t] = p_t$, para todo t . Incorporando este hallazgo y utilizando el operador de rezagos se tiene lo siguiente

$$f_t = p_t + \alpha L^{-1} p_t + \alpha^2 L^{-2} p_t + \dots$$

$$f_t = \frac{1}{1 - \alpha L^{-1}} p_t$$

Despejando p_t de la ecuación anterior se tendría lo siguiente

$$p_t = (1 - \alpha L^{-1}) f_t \quad (A.4)$$

Reemplazando (A.4) en (A.3) tenemos lo siguiente

$$s_t = \gamma \beta \frac{1 - \alpha L^{-1}}{1 - \psi L^{-1}} f_t + \frac{\gamma}{1 - \psi L^{-1}} v_t$$

Luego, utilizando la definición del operador de rezago y expresando de manera compacta esta representación del tipo de cambio se tiene lo siguiente

$$s_t = \gamma \beta (1 - \alpha L^{-1}) \sum_{k=1}^{\infty} \psi^k f_{t+k} + \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k v_{t+k}$$

$$s_t = \gamma \beta [f_t + (\psi - \alpha) f_{t+1} + \psi(\psi - \alpha) f_{t+2} + \psi^2(\psi - \alpha) f_{t+3} + \dots] + \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k v_{t+k}$$

$$s_t = \gamma \left[\beta \left(f_t + \sum_{k=1}^{\infty} (\psi - \alpha) \psi^{k-1} f_{t+k} \right) + \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k v_{t+k} \right] \quad (A.5)$$

Finalmente, (A.5) puede reescribirse de la siguiente manera:

$$s_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_1(k) f_{t+k} + \varepsilon_t$$

Donde $C_1(k)$ es una función de parámetros (α, β, γ) variante en el tiempo y ε_t es la agregación los shocks del tipo de cambio independientes de los precios de los *commodities*.

- **Demostración de la Proposición 2**

Dejando de lado el supuesto que $\mathbb{E}[p_t] = p_t$ y asumiendo que dicha expresión se cumple solo para $t = 0$, esto es, solo tenemos certeza del valor que toma el precio de los *commodities* en el periodo en el que nos encontramos, tenemos lo siguiente

$$f_t = p_t + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k \mathbb{E}[p_{t+k}]$$

Despejando p_t de la ecuación anterior se tendría lo siguiente

$$p_t = f_t - \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \mathbb{E}[p_{t+k}] + \mathbb{E}[p_t] \quad (\text{A.6})$$

Reemplazando (A.6) en (A.3) tenemos lo siguiente

$$s_t = \frac{\gamma\beta}{1 - \psi L^{-1}} \left(f_t - \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k \mathbb{E}[p_{t+k}] + \mathbb{E}[p_t] \right) + \frac{\gamma}{1 - \psi L^{-1}} v_t$$

Utilizando la definición del operador de rezagos en la expresión en paréntesis, obtenemos lo siguiente

$$s_t = \gamma\beta \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k (f_{t+k} + \mathbb{E}[p_{t+k}]) - \left(\frac{\gamma\beta}{1 - \psi L^{-1}} \right) \left(\frac{1}{1 - \alpha L^{-1}} \right) \mathbb{E}[p_t] + \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k v_{t+k} \quad (\text{A.7})$$

Ahora, utilizaremos el resultado presentado en el Lema 1.

Lema 1. *Asumiendo $r_1 \neq r_2$ ⁵ y considerando el caso de raíces reales, si $|r_1| < 1$ y $|r_2| < 1$, se cumple la siguiente igualdad*

$$x_t = \left(\frac{1}{1 - r_1 L^{-1}} \right) \left(\frac{1}{1 - r_2 L^{-1}} \right) w_t = \frac{1}{r_1 - r_2} \sum_{k=0}^{\infty} (r_1^{k+1} - r_2^{k+1}) w_{t+k}$$

Incorporando el Lema 1 en (A.7) se tiene lo siguiente

$$\begin{aligned} s_t &= \gamma\beta \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k (f_{t+k} + \mathbb{E}[p_{t+k}]) + \frac{\gamma\beta}{\psi - \alpha} \sum_{k=0}^{\infty} (\psi^{k+1} - \alpha^{k+1}) \mathbb{E}[p_{t+k}] + \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k v_{t+k} \\ s_t &= \gamma\beta \sum_{k=0}^{\infty} \psi^j f_{t+k} - \frac{\gamma\beta}{\psi - \alpha} \sum_{k=0}^{\infty} [2\psi^{k+1} + \alpha(\alpha^k - \psi^k)] \mathbb{E}[p_{t+k}] + \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \psi^k v_{t+k} \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

Finalmente, (A.8) puede reescribirse de la siguiente manera:

$$s_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_2(k) f_{t+k} + \sum_{k=0}^{\infty} C_3(k) \mathbb{E}[p_{t+k}] + \varepsilon_t$$

Donde $C_2(k)$ y $C_3(k)$ son funciones de los parámetros (α, β, γ) variante en el tiempo y ε_t es la agregación los shocks del tipo de cambio independientes de los precios de los *commodities*.

⁵ La solución para el caso donde $\psi = \alpha$ es cualitativamente por lo que se presenta en el anexo 1.

- **Demostración del Lema 1**

Siguiendo a Hamilton (1994) consideremos que utilizando fracciones parciales, el polinomio en L puede ser expresado de la siguiente forma:

$$\left(\frac{1}{1-r_1L^{-1}}\right)\left(\frac{1}{1-r_2L^{-1}}\right) = \frac{1}{r_1-r_2}\left(\frac{r_1}{1-r_1L^{-1}} - \frac{r_2}{1-r_2L^{-1}}\right)$$

De esta forma, los dos polinomios $1/(1-r_1L^{-1})$ y $1/(1-r_2L^{-1})$ pueden ser expandidos utilizando las series geométricas:

$$\left(\frac{1}{1-aL^{-1}}\right)x_t = (1+aL^{-1}+a^2L^{-2}+\dots)x_t = \sum_{k=0}^{\infty} a^k x_{t+k}, \quad \text{si } |a| < 1$$

$$\left(\frac{1}{1-aL^{-1}}\right)x_t = -\left(\frac{aL}{1-aL}\right)x_t = -(aL^1+a^2L^2+\dots)x_t = -\sum_{k=0}^{\infty} a^{-k} x_{t-k}, \quad \text{si } |a| > 1$$

Asumiendo $r_1 \neq r_2$, existen tres posibles relaciones entre r_1 y r_2 , las cuales se exploran a continuación:

Caso 1: $|r_1| < 1$ y $|r_2| < 1$. Se utiliza la primera definición de la serie geométrica para ambos polinomios se obtiene la solución hacia adelante

$$x_t = \frac{r_1}{r_1-r_2} \sum_{k=0}^{\infty} r_1^k L^{-k} w_t - \frac{r_2}{r_1-r_2} \sum_{k=0}^{\infty} r_2^k L^{-k} w_t = \frac{1}{r_1-r_2} \sum_{k=0}^{\infty} (r_1^{k+1} - r_2^{k+1}) w_{t+k}$$

Caso 2: $|r_1| > 1$ y $|r_2| > 1$. Utilizando la segunda definición de la serie geométrica se tiene lo siguiente:

$$\frac{1}{r_1-r_2} \left(\frac{r_1}{1-r_1L^{-1}} - \frac{r_2}{1-r_2L^{-1}} \right) = \frac{1}{r_1-r_2} \left(\frac{-L}{1-r_1^{-1}L} + \frac{-L}{1-r_2^{-1}L} \right)$$

Luego, utilizando la solución hacia atrás

$$x_t = \frac{1}{r_1-r_2} \sum_{k=0}^{\infty} r_2^{-k} L^k w_t - \frac{1}{r_1-r_2} \sum_{k=0}^{\infty} r_1^{-k} L^k w_t = \frac{1}{r_1-r_2} \sum_{k=0}^{\infty} (r_2^{-k} - r_1^{-k}) w_{t-k}$$

Caso 3: $|r_1| < 1$ y $|r_2| > 1$. En este caso intermedio, se utilizan ambas definiciones de series geométricas

$$\frac{1}{r_1 - r_2} \left(\frac{r_1}{1 - r_1 L^{-1}} - \frac{r_2}{1 - r_2 L^{-1}} \right) = \frac{1}{r_1 - r_2} \left(\frac{r_1}{1 - r_1 L^{-1}} + \frac{-L}{1 - r_2^{-1} L} \right)$$

Luego, se obtiene una solución de ensilladura con un componente hacia atrás y uno hacia adelante

$$x_t = \frac{r_1}{r_1 - r_2} \sum_{k=0}^{\infty} r_1^k L^{-k} w_t - \frac{r_2}{r_1 - r_2} \sum_{k=0}^{\infty} r_2^{-k} L^k w_t = \frac{1}{r_1 - r_2} \left(\sum_{k=0}^{\infty} r_1^{k+1} w_{t+k} - \sum_{k=0}^{\infty} r_2^{1-k} w_{t-k} \right)$$

- **Extensión del Lema 1**

Si $r_1 = r_2 = r$ y asumiendo adicionalmente que $|r| < 1$, utilizando la primera serie geométrica, se tiene lo siguiente

$$\begin{aligned} x_t &= \left(\frac{1}{1 - rL^{-1}} \right) \left(\frac{1}{1 - rL^{-1}} \right) w_t \\ x_t &= \left(\frac{1}{1 - rL^{-1}} \right) (w_t + r w_{t+1} + r^2 w_{t+2} + \dots) \\ x_t &= \sum_{k=0}^{\infty} (k+1) r^k w_{t+k} \end{aligned} \tag{A.9}$$

Si $|r| > 1$, el problema estaría en que la serie presentada en (A.1) sería divergente. Una posible solución a este problema estaría en restringir la sumatoria a un periodo máximo (T), el cual está asociado con el periodo de maduración del contrato en un contexto de precios forward. De esta forma (A.9) se expresaría de la siguiente manera

$$\begin{aligned} x_t &= \sum_{k=0}^T (k+1) r^k w_{t-k} = \sum_{k=0}^T k r^k w_{t-k} + \sum_{k=0}^T r^k w_{t-k} \\ x_t &= rL^{-1} \frac{1 - (T+1)r^T L^{-T} + T r^{T+1} L^{-T-1}}{(1 - rL^{-1})^2} w_t + \frac{1 - r^T L^{-T}}{1 - rL^{-1}} w_t \\ x_t &= A(L) w_t \end{aligned}$$

Donde $A(L)$ es un polinomio del operador de rezago definido de la siguiente forma

$$A(L) = rL^{-1} \frac{1 - (T+1)r^T L^{-T} + T r^{T+1} L^{-T-1}}{(1 - rL^{-1})^2} + \frac{1 - r^T L^{-T}}{1 - rL^{-1}}$$

- **Demostración de la Proposición 3**

Según la teoría de valuación de activos financieros, la condición de no arbitraje los precios forward y spot de los *commodities* está dada por

$$F_t \geq S_t e^{(r-c_t)T} \quad (A.10)$$

Donde F_t es el precio forward de los *commodities*, S_t es el precio spot de los *commodities*, r es la tasa de interés, C_t es el *convenience yield* y T es el periodo de maduración del forward. Nótese que esta restricción de desigualdad puede ser sustituida por otra restricción de igualdad introduciendo una nueva variable no negativa denominada de holgura

$$F_t = S_t e^{(r-c_t)T} + c_1 \quad (A.11)$$

Asimismo, (A.11) puede expresarse de la siguiente manera

$$F_t = S_t e^{(r-c_t+\gamma)T}$$

Donde $\gamma = \frac{1}{T} \ln \left[\frac{c_1}{S_t e^{(r-c)T}} + 1 \right]$. Finalmente, tomando logaritmos en la expresión (X)

$$\ln F_t = \ln S_t + (r - c_t + \gamma)T$$

$$f_t = s_t - c_t + \alpha$$

$$c_t = s_t - f_t + \alpha$$

En pocas palabras, el *convenience yield* de un *commodity* puede ser expresado como la resta de su precio spot y su respectivo precio forward.

Anexo 2. Muestra y resultados adicionales a los presentados

Tabla A.1. Participaciones de los grupos de *commodities* en las exportaciones

País	Export. de comm. / export. totales	Participación del grupo de comm. en las export. totales	Descripción del grupo		
Australia	0.757	0.255	Mineral de hierro, concentrados		
		0.254	Carbón, no aglomerado		
		0.107	Oro, no monetario		
		0.076	Aluminio		
		0.068	Trigo, sin moler		
		0.054	Gas natural		
		0.026	Minerales de cobre, concentrados		
Brasil	0.643	0.145	Mineral de hierro, concentrados		
		0.1	Otras carnes		
		0.097	Aceites de petróleo, crudo		
		0.095	Semillas oleaginosas		
		0.093	Azúcares, melaza, miel		
		0.076	Pulpa y desechos de papel		
		0.074	Café		
		0.01	Productos derivados del petróleo		
		Canadá	0.431	0.255	Aceites de petróleo, crudo
				0.125	Gas natural
0.124	Productos derivados del petróleo				
0.044	Trigo				
0.04	Semillas oleaginosas				
0.025	Carbón, no aglomerado				
0.022	Oro, no monetario				
Chile	0.829	0.009	Aluminio		
		0.356	Cobre		
		0.198	Minerales de cobre, concentrados		
		0.034	Metales básicos concentrados		
		0.027	Pulpa y papel usado		
		0.021	Productos derivados del petróleo		
		0.017	Oro, no monetario		
		0.016	Pescado, fresco, refrigerado, congelado		
Colombia	0.759	0.015	Mineral de hierro, concentrados		
		0.44	Aceites de petróleo, crudo		
		0.176	Carbón, no aglomerado		
		0.143	Productos derivados del petróleo		
		0.078	Oro, no monetario		
		0.055	Vegetales crudos.		
		0.045	Azúcares, melaza, miel		
Malasia	0.272	0.029	Café		
		0.025	Frutas, nueces		
		0.181	Gas natural		
		0.178	Productos derivados del petróleo		
		0.171	Aceites de petróleo, crudo		
		0.034	Gases de Petróleo,		
		0.033	Madera rugosa		
		0.027	Cobre		
		0.015	Cacao		
		0.015	Aluminio		

País	Export. de comm. / export. totales	Participación del grupo de comm. en las export. totales	Descripción del grupo
México	0.227	0.513	Aceites de petróleo, crudo
		0.094	Oro, no monetario
		0.049	Vegetales
		0.049	Lingotes de hierro o acero
		0.03	Frutas, nueces
		0.027	Metales básicos concentrados
		0.026	Productos derivados del petróleo
		0.008	Plata, platino
Noruega	0.788	0.438	Aceites de petróleo, crudo
		0.26	Gas natural
		0.052	Pescado, fresco, refrigerado, congelado
		0.021	Níquel
		0.01	Productos derivados del petróleo
		0.008	Gases de petróleo
		0.001	Aluminio
		0.001	Propano liquidado, butano
Perú	0.849	0.235	Oro, no monetario
		0.229	Minerales de cobre, concentrados
		0.095	Productos derivados del petróleo
		0.077	Cobre
		0.046	Frutas, nueces
		0.026	Café
		0.018	Mineral de hierro, concentrados
		0.017	Aceites de petróleo, crudo
Rusia	0.768	0.404	Aceites de petróleo, crudo
		0.238	Productos derivados del petróleo
		0.179	Gas natural
		0.064	Níquel
		0.031	Aluminio
		0.022	Lingotes de hierro o acero
		0.019	Carbón, no aglomerado
		0.008	Cobre
Sudáfrica	0.578	0.157	Plata, platino, derivados
		0.11	Metales básicos concentrados
		0.096	Oro, no monetario
		0.083	Mineral de hierro, concentrados
		0.078	Carbón, no aglomerado
		0.046	Aluminio
		0.021	Productos derivados del petróleo
		0.014	Frutas, nueces

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.2. Predictividad del tipo de cambio utilizando CXFPI por país

	Horizonte de predicción en días				
	t = 1	t = 5	t = 22	t = 44	t = 66
AUD					
CXFPI	-0.0934**	-0.0223*	0.00355***	-0.0234*	-0.0322***
Estad. t	2.97	1.69	4.30	1.86	3.54
R ²	0.172	0.098	0.249	0.108	0.205
BRL					
CXFPI	-0.049*	-0.0482***	-0.0112*	-0.019***	-0.0697***
Estad. t	2.31	3.40	1.83	5.28	7.13
R ²	0.0204	0.197	0.106	0.306	0.413

	Horizonte de predicción en días				
	t = 1	t = 5	t = 22	t = 44	t = 66
CAD					
CXFPI	-0.0983***	-0.0688***	-0.0121	-0.0201***	-0.0123
Estad. t	7.55	3.82	1.18	3.26	1.23
R ²	0.0452	0.221	0.0686	0.189	0.0711
CLP					
CXFPI	-0.042***	0.0297	-0.0451**	0.0495***	-0.0247***
Estad. t	8.4	1.18	2.73	3.30	8.27
R ²	0.136	0.0682	0.158	0.191	0.479
COP					
CXFPI	-0.174***	-0.0243***	-0.0716***	-0.0136*	-0.0726***
Estad. t	3.91	5.58	4.85	1.74	4.99
R ²	0.166	0.323	0.281	0.101	0.289
MYR					
CXFPI	-0.128***	-0.0896	-0.0142***	-0.0333	-0.0612***
Estad. t	7.2	1.28	3.21	0.18	5.96
R ²	0.151	0.0739	0.186	0.0102	0.345
MXN					
CXFPI	-0.117***	-0.0115***	-0.0173*	-0.01***	-0.0837***
Estad. t	9.25	8.25	1.88	6.25	4.40
R ²	0.0492	0.478	0.109	0.362	0.255
NOK					
CXFPI	-0.219***	0.077***	-0.09***	0.0115***	-0.095***
Estad. t	5.72	5.04	6.91	11.24	7.72
R ²	0.236	0.292	0.4	0.651	0.447
PEN					
CXFPI	-0.149***	-0.0284*	-0.0457***	0.0144***	-0.0268***
Estad. t	8.02	1.73	4.49	4.44	15.40
R ²	0.0275	0.0999	0.26	0.257	0.892
RUB					
CXFPI	-0.149***	0.0179***	-0.0314*	0.0983*	-0.0686***
Estad. t	4.54	5.68	1.74	1.71	8.34
R ²	0.225	0.329	0.101	0.0989	0.483
ZAB					
CXFPI	-0.167***	-0.0141	-0.0248***	-0.0282***	-0.0144
Estad. t	3.16	0.98	3.04	3.94	1.02
R ²	0.0806	0.0569	0.176	0.228	0.0591

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.3. Predictividad del tipo de cambio utilizando CXPI y CXFPI por país

	Horizonte de predicción en días				
	t = 1	t = 5	t = 22	t = 44	t = 66
AUD					
CXPI	-0.0147	-0.0943*	-0.0109	-0.0415	-0.0251
Estad. t	1.40	1.70	1.43	0.92	0.88
CXFPI	-0.0168***	-0.0245***	-0.0109***	-0.0243*	-0.0264*
Estad. t	3.07	3.73	3.13	2.02	1.93
R ²	0.210	0.255	0.214	0.138	0.132
BRL					
CXPI	-0.0307*	-0.0167***	-0.0179*	-0.0569***	-0.0406
Estad. t	1.76	3.13	1.79	4.30	1.23
CXFPI	-0.0496***	-0.0513	-0.0774	-0.0201	-0.062
Estad. t	5.41	1.07	0.16	0.42	1.28
R ²	0.210	9.609	5.513	3.216	3.787

	Horizonte de predicción en días				
	t = 1	t = 5	t = 22	t = 44	t = 66
CAD					
CXPI	-0.0469*	-0.0328*	-0.0168***	-0.0113*	-0.0581
Estad. t	1.75	1.88	3.24	1.61	1.33
CXFPI	-0.099***	-0.0693***	-0.0121***	-0.0199***	-0.0114***
Estad. t	5.63	5.77	9.94	4.95	4.10
R ²	0.458	0.224	0.386	0.192	0.159
CLP					
CXPI	-0.013***	-0.0857*	-0.0223	-0.0222*	-0.0432**
Estad. t	8.63	2.28	0.96	1.65	2.73
CXFPI	-0.0427***	-0.0748***	-0.0333**	-0.0506***	-0.0225***
Estad. t	7.66	7.01	2.96	5.08	8.40
R ²	0.139	0.272	0.115	0.197	0.326
COP					
CXPI	-0.0194**	-0.0513***	-0.0109**	-0.016	-0.071
Estad. t	2.73	3.21	2.51	0.90	1.22
CXFPI	-0.0174***	-0.0249***	-0.0572***	-0.0138**	-0.0632***
Estad. t	3.89	9.87	7.73	2.76	3.76
R ²	0.166	0.383	0.300	0.107	0.146
MYR					
CXPI	-0.0205	-0.0538*	-0.0291	-0.0138*	-0.0456
Estad. t	1.1	1.77	1.56	1.79	1.11
CXFPI	-0.0129***	-0.098***	-0.0142***	-0.0551***	-0.0541***
Estad. t	6.2	5.44	4.79	5.51	3.43
R ²	0.152	0.211	0.186	0.214	0.133
MXN					
CXPI	-0.0237***	-0.0279***	-0.0319*	-0.033*	-0.0194*
Estad. t	3.84	4.68	2.07	2.16	2.15
CXFPI	-0.0117***	-0.0119***	-0.0123***	-0.0153***	-0.084***
Estad. t	7.27	4.38	6.36	6.65	6.60
R ²	0.493	0.558	0.247	0.258	0.256
NOK					
CXPI	-0.0332**	-0.0277	-0.028	-0.0488***	-0.019***
Estad. t	2.77	0.91	1.02	3.99	4.42
CXFPI	-0.0221***	-0.0912**	-0.0756***	-0.0117*	-0.0852***
Estad. t	5.81	2.81	3.14	2.26	3.58
R ²	0.237	0.109	0.122	0.476	0.527
PEN					
CXPI	-0.0702	-0.016	-0.0369	-0.0161*	-0.0141
Estad. t	1.04	0.83	0.70	2.25	0.76
CXFPI	-0.0149***	-0.0284**	-0.0435*	-0.0145***	-0.0267*
Estad. t	7.05	2.55	2.14	6.90	2.34
R ²	0.277	0.099	0.083	0.268	0.091
RUB					
CXPI	-0.0256**	-0.0212***	-0.0121**	-0.0794	-0.0117***
Estad. t	2.42	5.44	2.53	0.91	5.62
CXFPI	-0.015***	-0.0267***	-0.0264***	-0.0102**	-0.0638***
Estad. t	3.59	6.72	7.78	2.78	7.29
R ²	0.226	0.649	0.302	0.108	0.671
ZAB					
CXPI	-0.0826**	-0.0232***	-0.0272	-0.0102***	-0.0275***
Estad. t	2.84	5.73	1.48	3.75	6.31
CXFPI	-0.0145***	-0.0193***	-0.0262***	-0.0138***	-0.0138
Estad. t	2.32	7.62	4.53	5.54	9.40
R ²	0.820	0.684	0.176	0.448	0.753

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 3. Análisis de predicción fuera de la muestra respecto a la especificación de Meese y Rogoff (1983)

En esta sección, se toma como el hallazgo de Meese y Rogoff (1983), el cual consiste en que los modelos con fundamentos macroeconómicos no poseen un buen desempeño para predecir el tipo de cambio, y en ese sentido, la especificación óptima (i.e. la que posee menor RMSE) para realizar pronósticos del tipo de cambio es la de paseo aleatorio, la cual será la especificación de referencia que se utiliza para comparar el desempeño de nuestra especificación propuesta (GT).

Evaluación de predicción fuera de la muestra

En la tabla A.1 se presentan los resultados de la prueba DM para comparar las especificaciones GT con los dos tipos de especificaciones de paseo aleatorio. Los resultados sugieren que en la especificación GT.1 posee un mejor desempeño en la predicción del tipo de cambio en todos los casos, pues el estadístico DM es negativo y estadísticamente significativo al 1 %. Asimismo, el ratio de RMSE es menor a uno en todos los casos, lo cual denota que el RMSE generado por la especificación GT.1 es menor que el RMSE de las dos especificaciones de paseo aleatorio.

Tabla A.4. Desempeño en predicción de las especificaciones GT utilizando el estadístico DM

Moneda	Obs.	Desempeño de las especificaciones GT vs Predicción de PA sin deriva			
		Especificación GT.1 vs PA sin deriva		Especificación GT.2 vs PA sin deriva	
		RMSE ratio	Estadístico DM	RMSE ratio	Estadístico DM
AUD	1,320	0.8730	-6.068***	0.8727	-5.978***
BRL	1,320	0.9041	-5.336***	0.8839	-5.535***
CAD	1,320	0.8817	-5.883***	0.8817	-5.624***
CLP	1,320	0.9634	-3.353***	0.9242	-3.945***
COP	1,320	0.9319	-4.654***	0.8949	-5.103***
MYR	1,320	0.9336	-4.611***	0.8965	-5.039***
MXN	1,320	0.9165	-5.031***	0.8886	-5.352***
NOK	1,320	0.9528	-4.141***	0.9235	-3.974***
PEN	1,320	0.9118	-5.147***	0.8796	-5.706***
RUB	1,320	0.9742	-3.617***	0.9171	-4.225***
ZAB	1,320	0.9166	-5.029***	0.8832	-5.563***

Nota: El ratio de RMSE hace referencia a la división entre el RMSE de la especificación 1 respecto al RMSE de la especificación de PA. *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Evaluación de predicción fuera la muestra para periodos más largos

En la tabla A.2 se muestran los resultados para la especificación GT.1, y sugieren que el poder de predicción de los precios forward es estadísticamente significativo independientemente del tamaño de ventana.

Tabla A.5. Desempeño en predicción de la especificación GT.1 en diferentes periodos de tiempo

Moneda	Obs.	Estadísticos DM (p-value) según tamaño de ventana			
		1 día	1 semana	1 mes	6 meses
AUD	1,320	-4.681*** (0.000)	-4.07*** (0.000)	-2.82*** (0.008)	-2.139*** (0.013)
BRL	1,320	-4.749*** (0.000)	-3.319*** (0.000)	-2.881*** (0.008)	-1.775** (0.044)
CAD	1,320	-4.218*** (0.000)	-3.819*** (0.000)	-2.705*** (0.009)	-2.058** (0.018)
CLP	1,320	-3.259*** (0.000)	-2.702*** (0.009)	-1.895** (0.015)	-1.32 (0.103)
COP	1,320	-4.042*** (0.000)	-2.874*** (0.008)	-2.585*** (0.003)	-1.644* (0.064)
MYR	1,320	-4.056*** (0.000)	-2.895*** (0.008)	-2.64*** (0.000)	-1.559* (0.091)
MXN	1,320	-4.373*** (0.000)	-3.393*** (0.000)	-2.826*** (0.008)	-1.705** (0.048)
NOK	1,320	-3.422*** (0.000)	-2.499*** (0.011)	-2.127** (0.019)	-1.24* (0.075)
PEN	1,320	-4.382*** (0.000)	-3.291*** (0.000)	-2.802*** (0.003)	-1.882** (0.011)
RUB	1,320	-3.638*** (0.000)	-2.386*** (0.013)	-2.05** (0.021)	-1.515* (0.065)
ZAB	1,320	-4.206*** (0.000)	-3.632*** (0.000)	-2.933*** (0.001)	-1.865** (0.038)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el p-value del estadístico DM

Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, los resultados para la especificación GT.2 refuerzan la robustez de la especificación utilizada, pues los coeficientes son altamente significativos incluso en tamaños de ventana más grandes.

Tabla A.6. Desempeño en predicción de la especificación 2 en diferentes periodos de tiempo

Moneda	Obs.	Estadísticos DM (p-value) según tamaño de ventana			
		1 día	1 semana	1 mes	6 meses
AUD	1,320	-5.978*** (0.000)	-4.722*** (0.000)	-3.730*** (0.000)	-2.462** (0.013)
BRL	1,320	-5.535*** (0.000)	-4.206*** (0.000)	-3.281*** (0.000)	-2.165** (0.029)
CAD	1,320	-5.624*** (0.000)	-4.330*** (0.000)	-3.464*** (0.000)	-2.355*** (0.018)
CLP	1,320	-3.945*** (0.000)	-3.077*** (0.000)	-2.461** (0.015)	-1.723** (0.043)
COP	1,320	-5.103*** (0.000)	-3.827*** (0.000)	-3.023*** (0.000)	-2.025** (0.031)
MYR	1,320	-5.039*** (0.000)	-3.829*** (0.000)	-3.063*** (0.000)	-1.991* (0.051)

MXN	1,320	-5.352***	-4.174***	-3.297***	-2.209**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.031)
NOK	1,320	-3.974***	-3.059***	-2.417**	-1.619*
		(0.000)	(0.000)	(0.013)	(0.075)
PEN	1,320	-5.706***	-4.279***	-3.380***	-2.332**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.011)

Moneda	Obs.	Estadísticos DM (p-value) según tamaño de ventana			
		1 día	1 semana	1 mes	6 meses
RUB	1,320	-4.225***	-3.168***	-2.503**	-1.752*
		(0.000)	(0.003)	(0.013)	(0.057)
ZAB	1,320	-5.563***	-4.283***	-3.383***	-2.199**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.029)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el p-value del estadístico DM.

Fuente: Elaboración propia.

Pruebas de forecast encompassing

En la tabla A.4 muestra los resultados de la prueba de Clark y West. Los coeficientes fueron estimados con una ventana de 5 años siguiendo la metodología de Meese y Rogoff. Los resultados sugieren que la especificación GT.2 aporta mayor información para predecir la variabilidad del tipo de cambio respecto de la especificación de línea de base de Kohlscheen, Avalos y Schrimpf (2017), pues el estadístico de Clark y West es positivo y significativo en todos los casos.

Tabla A.7. Comparación de especificaciones con la prueba de Clark y West

Moneda	Obs.	Desempeño de especificación GT.2 vs especificación de KAS		
		RMSE	Estadístico de CW	P-value
AUD	1,320	0.9718	11.238***	0.000
BRL	1,320	0.9177	6.077***	0.000
CAD	1,320	0.9734	12.213***	0.000
CLP	1,320	0.9270	7.18***	0.000
COP	1,320	0.9636	11.36***	0.000
MYR	1,320	0.8889	3.658***	0.000
MXN	1,320	0.9351	8.067***	0.000
NOK	1,320	0.9565	10.069***	0.000
PEN	1,320	0.9665	11.453***	0.000
RUB	1,320	0.9457	8.65***	0.000
ZAB	1,320	0.8874	3.158***	0.000

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, en la tabla A.5 presenta los resultados, en donde se puede apreciar claramente que la especificación 2 presenta mayor información para predecir el tipo de cambio respecto de la especificación de Kohlscheen, Avalos y Schrimpf (2017), lo cual confirma los resultados obtenidos con la prueba de Clark y West.

Tabla A.8. Comparación de especificaciones con la prueba de Clements y Harvey

Moneda	Obs.	Desempeño de especificación GT.2 vs KAS	
		Estadístico de CH	P-value
AUD	1,320	9.777***	0.000
BRL	1,320	5.530***	0.000
CAD	1,320	10.625***	0.000
CLP	1,320	6.247***	0.000
COP	1,320	9.883***	0.000
MYR	1,320	3.182***	0.000
MXN	1,320	7.260***	0.000
NOK	1,320	8.961***	0.000
PEN	1,320	10.193***	0.000
RUB	1,320	7.872***	0.000
ZAB	1,320	2.747**	0.021

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 4. Pruebas econométricas estándar

- **Pruebas de raíz unitaria para series de tiempo**

Para evaluar la estacionariedad de las series se realizaron diferentes pruebas de raíz unitaria, las cuales son: Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (P-P) y los test de mayor potencia como el test Dickey-Fuller - Generalized Least Squares (DF-GLS) de Elliot, Rotemberg y Stock (1996) y el test Ng-Perrón (2001). Analizando, los estadísticos (t) calculados y sus respectivos valores críticos para diferentes niveles de confianza del 1%, 5% y 10%. En cada caso se verifica que las series son integradas de orden uno; no son estacionarias en niveles, mientras que las series en diferencias son estacionarias.

Tabla A.9. Pruebas de raíz unitaria para las series de tipo de cambio (TC) en niveles

Estadísticos y valores críticos	TC Australia				TC Brasil			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.151	-0.049	-0.794	-1.872	0.012	-0.715	-0.983	-1.183
1% de significan.	-3.689	-3.689	-2.657	-2.580	-3.689	-3.689	-2.653	-2.580
5% de significan.	-2.971	-2.971	-1.954	-1.980	-2.972	-2.971	-1.953	-1.980
10% de significan.	-2.625	-2.625	-1.609	-1.620	-2.625	-2.625	-1.609	-1.620
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC Canadá				TC Chile			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.178	-0.056	-0.953	-2.078	0.013	-0.772	-0.914	-1.100
1% de significan.	-4.132	-3.873	-2.790	-2.632	-3.431	-4.353	-3.024	-2.761
5% de significan.	-2.763	-3.328	-1.934	-2.039	-2.705	-3.060	-2.051	-2.158
10% de significan.	-2.389	-2.520	-1.641	-1.701	-2.914	-2.940	-1.464	-1.636
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC Colombia				TC Malasia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.180	-0.055	-0.913	-1.928	-0.013	-0.765	-1.091	-1.242
1% de significan.	-4.242	-4.427	-2.870	-3.096	-4.316	-4.242	-2.786	-2.554
5% de significan.	-3.238	-3.298	-1.954	-2.059	-3.566	-2.912	-2.285	-2.158
10% de significan.	-3.045	-3.045	-1.689	-1.847	-2.888	-3.150	-1.915	-1.733
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			

Estadísticos y valores críticos	TC México				TC Noruega			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.163	-0.049	-0.953	-2.190	-0.012	-0.808	-1.170	-1.159
1% de significan.	-3.763	-3.984	-2.737	-2.606	-3.800	-4.205	-2.680	-2.606
5% de significan.	-3.565	-3.149	-2.032	-2.218	-3.002	-3.446	-1.953	-1.921
10% de significan.	-2.730	-3.098	-1.786	-1.879	-3.098	-2.966	-1.689	-1.539
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC Perú				TC Rusia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.151	-0.057	-0.889	-2.022	-0.011	-0.787	-1.111	-1.183
1% de significan.	-3.578	-4.390	-3.109	-3.096	-3.837	-3.984	-3.157	-2.864
5% de significan.	-3.209	-3.506	-2.247	-2.020	-2.853	-3.090	-2.285	-2.376
10% de significan.	-2.940	-2.599	-1.786	-1.782	-2.599	-2.809	-1.689	-1.685
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC Sudáfrica							
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón				
t-estadístico	0.175	-0.051	-0.810	0.175				
1% de significan.	-3.615	-4.427	-2.604	-3.615				
5% de significan.	-3.209	-3.268	-1.895	-3.209				
10% de significan.	-2.966	-3.124	-1.673	-2.966				
Conclusión	Serie no estacionaria							

Notas: En las pruebas de raíz unitaria se consideró la especificación de intercepto en las series.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.10. Pruebas de raíz unitaria para las series de tipo de cambio (TC) en primeras diferencias

Estadísticos y valores críticos	TC Australia				TC Brasil			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-4.930	-4.158	-2.265	8.206	-7.003	-7.461	-3.681	2.540
1% de significan.	-6.013	-5.182	-2.944	4.147	-7.389	-8.008	-2.931	1.343
5% de significan.	-4.839	-4.169	-2.165	7.386	-5.946	-6.443	-2.155	3.614
10% de significan.	-4.272	-3.680	-1.783	10.369	-5.249	-5.687	-1.775	5.073
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC Canadá				TC Chile			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-4.703	-5.672	-3.366	3.575	-8.167	-4.001	-4.021	3.219
1% de significan.	-5.736	-7.069	-4.376	1.807	-8.616	-4.295	-3.202	1.702
5% de significan.	-4.616	-5.687	-3.218	3.218	-6.934	-3.455	-2.355	4.581
10% de significan.	-4.074	-5.020	-2.650	4.517	-6.121	-3.050	-1.939	6.430
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC Colombia				TC Malasia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-5.979	-7.289	-4.605	5.012	-3.880	-4.600	-5.700	4.376
1% de significan.	-7.292	-9.085	-5.986	2.533	-4.094	-4.938	-4.538	2.314
5% de significan.	-5.869	-7.309	-4.402	4.511	-3.294	-3.973	-3.337	6.226
10% de significan.	-5.180	-6.452	-3.625	6.332	-2.908	-3.507	-2.748	8.740
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	TC México				TC Noruega			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-3.714	-3.737	-2.569	6.488	-7.487	-8.508	-4.495	3.725
1% de significan.	-4.530	-4.657	-3.340	3.279	-7.899	-9.133	-3.579	1.970
5% de significan.	-3.646	-3.747	-2.456	5.839	-6.357	-7.348	-2.632	5.300
10% de significan.	-3.218	-3.307	-2.023	8.197	-5.611	-6.486	-2.167	7.440
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			

Estadísticos y valores críticos	TC Perú				TC Rusia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-4.597	-5.862	-4.713	5.445	-7.574	-4.818	-8.056	4.924
1% de significan.	-5.606	-7.306	-6.127	2.752	-7.991	-5.171	-6.414	2.603
5% de significan.	-4.512	-5.878	-4.506	4.901	-6.431	-4.160	-4.717	7.006
10% de significan.	-3.983	-5.188	-3.710	6.880	-5.677	-3.673	-3.884	9.835
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			

Estadísticos y valores críticos	TC Sudáfrica			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-5.964	-5.046	-4.425	4.117
1% de significan.	-7.274	-6.288	-5.752	2.081
5% de significan.	-5.854	-5.059	-4.230	3.706
10% de significan.	-5.167	-4.466	-3.483	5.202
Conclusión	Serie estacionaria			

Notas: En las pruebas de raíz unitaria se consideró la especificación de intercepto en las series.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.11. Pruebas de raíz unitaria para los precios spot de los *commodities* (CXPI) en niveles

Estadísticos y valores críticos	CXPI Australia				CXPI Brasil			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.122	-0.043	-0.738	-1.758	0.010	-0.560	-0.782	-1.023
1% de significan.	-2.984	-3.220	-2.471	-2.423	-3.128	-2.888	-2.112	-2.232
5% de significan.	-2.404	-2.594	-1.817	-1.859	-2.520	-2.326	-1.555	-1.713
10% de significan.	-2.124	-2.292	-1.496	-1.521	-2.226	-2.055	-1.281	-1.401
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI Canadá				CXPI Chile			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.141	-0.040	-0.723	-1.638	0.010	-0.546	-0.869	-0.943
1% de significan.	-3.446	-2.999	-2.421	-2.258	-3.143	-2.818	-2.345	-2.056
5% de significan.	-2.775	-2.415	-1.780	-1.733	-2.532	-2.270	-1.726	-1.578
10% de significan.	-2.452	-2.134	-1.466	-1.418	-2.237	-2.006	-1.422	-1.291
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI Colombia				CXPI Malasia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.130	-0.042	-0.657	-1.526	0.010	-0.650	-0.872	-1.003
1% de significan.	-3.173	-3.147	-2.197	-2.103	-3.154	-3.353	-2.353	-2.188
5% de significan.	-2.555	-2.534	-1.616	-1.614	-2.541	-2.701	-1.732	-1.679
10% de significan.	-2.258	-2.239	-1.331	-1.320	-2.244	-2.386	-1.427	-1.374
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI México				CXPI Noruega			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.138	-0.041	-0.660	-1.498	0.011	-0.539	-0.758	-0.996
1% de significan.	-3.383	-3.110	-2.208	-2.064	-3.324	-2.782	-2.045	-2.172
5% de significan.	-2.724	-2.505	-1.624	-1.584	-2.678	-2.240	-1.506	-1.667
10% de significan.	-2.407	-2.213	-1.337	-1.296	-2.365	-1.979	-1.241	-1.364
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI Perú				CXPI Rusia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.123	-0.043	-0.605	-1.685	0.010	-0.623	-0.888	-0.926
1% de significan.	-3.003	-3.246	-2.025	-2.322	-2.970	-3.213	-2.396	-2.020
5% de significan.	-2.418	-2.614	-1.489	-1.782	-2.392	-2.588	-1.764	-1.550
10% de significan.	-2.137	-2.310	-1.226	-1.458	-2.113	-2.286	-1.453	-1.268
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			

Estadísticos y valores críticos	CXPI Sudáfrica			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.137	-0.043	-0.615	-1.642
1% de significan.	-3.339	-3.202	-2.059	-2.263
5% de significan.	-2.689	-2.579	-1.514	-1.736
10% de significan.	-2.376	-2.279	-1.247	-1.421
Conclusión	Serie no estacionaria			

Notas: En las pruebas de raíz unitaria se consideró la especificación de intercepto en las series.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.12. Pruebas de raíz unitaria para los precios spot de los *commodities* (CXPI) en primeras diferencias

Estadísticos y valores críticos	CXPI Australia				CXPI Brasil			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-5.615	-6.871	-4.276	4.484	-4.844	-10.10	-9.213	6.452
1% de significan.	-6.849	-8.563	-5.558	2.266	-5.111	-10.84	-7.336	3.411
5% de significan.	-5.512	-6.889	-4.088	4.035	-4.113	-8.729	-5.395	9.180
10% de significan.	-4.865	-6.082	-3.366	5.665	-3.631	-7.705	-4.442	12.887
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI Canadá				CXPI Chile			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-8.511	-8.468	-3.518	6.797	-5.710	-8.084	-6.520	3.696
1% de significan.	-10.38	-10.55	-4.573	3.435	-6.024	-8.678	-5.192	1.954
5% de significan.	-8.354	-8.491	-3.363	6.118	-4.848	-6.982	-3.818	5.259
10% de significan.	-7.374	-7.495	-2.769	8.589	-4.279	-6.163	-3.144	7.383
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI Colombia				CXPI Malasia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-5.085	-3.389	-3.927	10.503	-7.245	-6.630	-7.702	3.311
1% de significan.	-6.202	-4.224	-5.104	5.308	-7.644	-7.117	-6.132	1.751
5% de significan.	-4.991	-3.399	-3.754	9.453	-6.151	-5.726	-4.510	4.711
10% de significan.	-4.405	-3.000	-3.091	13.270	-5.430	-5.054	-3.714	6.613
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI México				CXPI Noruega			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-3.975	-5.684	-3.757	4.955	-7.988	-6.186	-8.579	3.351
1% de significan.	-4.848	-7.084	-4.884	2.504	-8.428	-6.640	-6.831	1.772
5% de significan.	-3.902	-5.699	-3.591	4.460	-6.782	-5.342	-5.024	4.768
10% de significan.	-3.444	-5.031	-2.957	6.261	-5.987	-4.715	-4.137	6.693
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXPI Perú				CXPI Rusia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-7.240	-7.426	-5.290	4.078	-9.793	-6.396	-4.875	6.644
1% de significan.	-8.831	-9.255	-6.876	2.061	-10.33	-6.865	-3.882	3.513
5% de significan.	-7.107	-7.446	-5.057	3.671	-8.315	-5.523	-2.855	9.453
10% de significan.	-6.273	-6.573	-4.164	5.153	-7.340	-4.876	-2.351	13.270
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			

Estadísticos y valores críticos	CXPI Sudáfrica			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-6.022	-7.776	-3.871	5.441
1% de significan.	-7.344	-9.691	-5.032	2.750
5% de significan.	-5.910	-7.797	-3.701	4.898
10% de significan.	-5.217	-6.883	-3.047	6.875
Conclusión	Serie estacionaria			

Notas: En las pruebas de raíz unitaria se consideró la especificación de intercepto en las series.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.13. Pruebas de raíz unitaria para las series de precios forward de los *commodities* (CXFPI) en niveles

Estadísticos y valores críticos	CXFPI Australia				CXFPI Brasil			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.125	-0.039	-0.720	-1.636	0.009	-0.603	-0.757	-1.016
1% de significan.	-3.058	-2.929	-2.410	-2.255	-2.848	-3.110	-2.043	-2.216
5% de significan.	-2.463	-2.359	-1.772	-1.731	-2.294	-2.505	-1.504	-1.701
10% de significan.	-2.176	-2.084	-1.459	-1.416	-2.027	-2.213	-1.239	-1.392
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Canadá				CXFPI Chile			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.120	-0.044	-0.636	-1.612	0.010	-0.558	-0.747	-1.086
1% de significan.	-2.940	-3.302	-2.128	-2.221	-2.922	-2.877	-2.016	-2.368
5% de significan.	-2.368	-2.659	-1.565	-1.705	-2.354	-2.317	-1.484	-1.818
10% de significan.	-2.092	-2.349	-1.289	-1.395	-2.079	-2.048	-1.223	-1.487
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Colombia				CXFPI Malasia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.133	-0.038	-0.691	-1.642	0.011	-0.544	-0.807	-1.020
1% de significan.	-3.243	-2.870	-2.312	-2.263	-3.361	-2.807	-2.178	-2.224
5% de significan.	-2.612	-2.311	-1.700	-1.736	-2.707	-2.261	-1.603	-1.707
10% de significan.	-2.307	-2.042	-1.400	-1.421	-2.391	-1.998	-1.321	-1.396
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI México				CXFPI Noruega			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.135	-0.044	-0.707	-1.492	0.009	-0.587	-0.816	-1.039
1% de significan.	-3.309	-3.324	-2.365	-2.056	-2.914	-3.029	-2.202	-2.265
5% de significan.	-2.665	-2.677	-1.739	-1.578	-2.348	-2.439	-1.621	-1.738
10% de significan.	-2.355	-2.365	-1.432	-1.291	-2.074	-2.155	-1.335	-1.422
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Perú				CXFPI Rusia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	0.140	-0.046	-0.638	-1.728	0.011	-0.566	-0.914	-0.956
1% de significan.	-3.423	-3.457	-2.134	-2.381	-3.357	-2.918	-2.467	-2.085
5% de significan.	-2.757	-2.784	-1.569	-1.828	-2.705	-2.350	-1.816	-1.600
10% de significan.	-2.436	-2.460	-1.292	-1.495	-2.389	-2.076	-1.496	-1.309
Conclusión	Serie no estacionaria				Serie no estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Sudáfrica							
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón				
t-estadístico	0.122	-0.039	-0.655	-1.576				
1% de significan.	-2.984	-2.948	-2.192	-2.172				
5% de significan.	-2.404	-2.374	-1.612	-1.667				
10% de significan.	-2.124	-2.097	-1.327	-1.364				
Conclusión	Serie no estacionaria							

Notas: En las pruebas de raíz unitaria se consideró la especificación de intercepto en las series.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.14. Pruebas de raíz unitaria para para las series de precios forward de los commodities (CXFPI) en primeras diferencias

Estadísticos y valores críticos	CXFPI Australia				CXFPI Brasil			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-5.409	-6.838	-3.185	7.925	-5.580	-8.553	-8.049	4.186
1% de significan.	-6.597	-8.522	-4.140	4.005	-5.887	-9.181	-6.409	2.213
5% de significan.	-5.309	-6.857	-3.044	7.133	-4.738	-7.386	-4.713	5.956
10% de significan.	-4.687	-6.053	-2.507	10.013	-4.182	-6.520	-3.881	8.362
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Canadá				CXFPI Chile			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-4.587	-6.479	-3.826	6.519	-7.851	-6.220	-5.593	4.026
1% de significan.	-5.595	-8.075	-4.974	3.295	-8.284	-6.677	-4.453	2.129
5% de significan.	-4.503	-6.497	-3.658	5.868	-6.666	-5.372	-3.275	5.728
10% de significan.	-3.975	-5.735	-3.012	8.237	-5.884	-4.742	-2.697	8.041
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Colombia				CXFPI Malasia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-7.434	-6.815	-3.687	5.832	-5.394	-6.661	-5.102	3.861
1% de significan.	-9.067	-8.493	-4.793	2.948	-5.691	-7.150	-4.063	2.041
5% de significan.	-7.297	-6.833	-3.525	5.250	-4.580	-5.753	-2.988	5.494
10% de significan.	-6.441	-6.032	-2.903	7.369	-4.043	-5.078	-2.460	7.712
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI México				CXFPI Noruega			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-5.931	-5.084	-4.027	8.629	-5.331	-5.772	-7.545	3.627
1% de significan.	-7.233	-6.336	-5.234	4.361	-5.625	-6.196	-6.007	1.918
5% de significan.	-5.821	-5.098	-3.849	7.767	-4.526	-4.985	-4.418	5.161
10% de significan.	-5.138	-4.500	-3.170	10.903	-3.996	-4.400	-3.638	7.245
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Perú				CXFPI Rusia			
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón
t-estadístico	-6.188	-6.064	-5.102	7.245	-5.934	-7.261	-7.782	4.409
1% de significan.	-7.548	-7.557	-6.632	3.661	-6.261	-7.794	-6.196	2.331
5% de significan.	-6.074	-6.080	-4.877	6.521	-5.038	-6.270	-4.557	6.273
10% de significan.	-5.362	-5.367	-4.016	9.154	-4.448	-5.535	-3.752	8.807
Conclusión	Serie estacionaria				Serie estacionaria			
Estadísticos y valores críticos	CXFPI Sudáfrica							
	ADF	P-P	DF-GLS	Ng-Perrón				
t-estadístico	-7.425	-7.215	-4.360	5.674				
1% de significan.	-9.056	-8.992	-5.667	2.868				
5% de significan.	-7.288	-7.235	-4.168	5.107				
10% de significan.	-6.434	-6.386	-3.432	7.169				
Conclusión	Serie estacionaria							

Nota: En las pruebas de raíz unitaria se consideró la especificación de intercepto en las series.
Fuente: Elaboración propia.

- **Pruebas de estabilidad de parámetros**

Finalmente, para evaluar la estabilidad de las series de tiempo utilizadas en el análisis de regresión se utilizan diferentes pruebas de quiebres estructurales, comenzando por la de Quant-Andrews (Andrews, 1993 y 2003) basa en los estadísticos de Wald y multiplicadores de Lagrange, la prueba secuencial de Bai-Perron (Bai y Perron, 1994) y global (Bai y Perron,

2003a) que trabajan sobre la hipótesis de múltiples quiebres estructurales y la tradicional prueba de Chow predictiva (Chow, 1960).

Las pruebas se aplicaron sobre las series en diferencias, pues esta transformación se utilizó para realizar el análisis de regresión en la muestra y fuera de ella, por lo que, se esperaría que las series no posean ningún quiebre estructural⁶. Los resultados confirman esta hipótesis, pues en todos los casos se acepta la hipótesis nula de no presencia de quiebres estructurales en las series de tiempo.

Tabla A.15. Pruebas de estabilidad de parámetros del tipo de cambio (TC) en primeras diferencias

Variables	Prueba de Quant-Andrews	Prueba de Bai-Perron secuencial	Prueba de Bai-Perron global	Prueba de Chow predictiva
	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F
TC Australia	4.578 (0.081)	1.953 (0.269)	3.240 (0.138)	3.744 (0.111)
TC Brasil	0.553 (0.754)	1.317 (0.412)	2.718 (0.176)	1.544 (0.351)
TC Canadá	0.509 (0.781)	3.434 (0.126)	1.691 (0.318)	4.674 (0.079)
TC Chile	3.974 (0.101)	1.200 (0.45)	2.056 (0.253)	3.223 (0.139)
TC Colombia	3.748 (0.111)	2.648 (0.183)	1.854 (0.286)	3.763 (0.11)
TC Malasia	1.775 (0.301)	2.166 (0.237)	1.234 (0.438)	3.956 (0.102)
TC México	2.785 (0.17)	3.838 (0.107)	1.867 (0.284)	3.678 (0.114)
TC Noruega	3.418 (0.127)	3.647 (0.115)	1.911 (0.276)	2.038 (0.256)
TC Perú	1.242 (0.436)	0.629 (0.709)	2.724 (0.176)	2.770 (0.172)
TC Rusia	2.594 (0.188)	0.577 (0.74)	2.360 (0.213)	3.288 (0.135)
TC Sudáfrica	1.569 (0.345)	3.721 (0.112)	3.279 (0.135)	2.923 (0.159)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el p-value del estadístico F.

Fuente: Elaboración propia.

⁶ Para que una serie en diferencias posea quiebres estructurales, se tendría que dar que la serie en niveles presenta un comportamiento explosivo, el cual no es el caso de las series utilizadas para el análisis.

Tabla A.16. Pruebas de estabilidad de parámetros del índice de precios spot de los commodities (CXPI) en primeras diferencias

Variables	Prueba de Quant-Andrews	Prueba de Bai-Perron secuencial	Prueba de Bai-Perron global	Prueba de Chow predictiva
	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F
TC Australia	2.720 (0.176)	3.098 (0.147)	4.140 (0.095)	0.622 (0.713)
TC Brasil	0.743 (0.646)	2.135 (0.242)	1.250 (0.433)	4.529 (0.083)
TC Canadá	2.630 (0.184)	3.785 (0.109)	2.601 (0.187)	4.993 (0.071)
TC Chile	3.317 (0.133)	1.900 (0.278)	2.573 (0.19)	1.569 (0.345)
TC Colombia	2.230 (0.229)	2.763 (0.172)	3.804 (0.108)	2.113 (0.245)
TC Malasia	2.446 (0.203)	2.139 (0.241)	4.751 (0.077)	3.475 (0.124)
TC México	1.722 (0.312)	4.428 (0.086)	4.307 (0.09)	3.204 (0.14)
TC Noruega	0.600 (0.726)	1.554 (0.349)	4.976 (0.071)	1.877 (0.282)
TC Perú	2.132 (0.242)	2.840 (0.166)	4.343 (0.088)	0.750 (0.642)
TC Rusia	4.175 (0.094)	4.050 (0.098)	1.716 (0.313)	1.261 (0.43)
TC Sudáfrica	2.605 (0.187)	2.498 (0.197)	3.774 (0.11)	2.649 (0.182)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el p-value del estadístico F.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.17. Pruebas de estabilidad de parámetros del índice de precios forward de los commodities (CXFPI) en primeras diferencias

Variables	Prueba de Quant-Andrews	Prueba de Bai-Perron secuencial	Prueba de Bai-Perron global	Prueba de Chow predictiva
	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F
TC Australia	4.483 (0.084)	2.411 (0.207)	1.855 (0.286)	1.585 (0.342)
TC Brasil	3.796 (0.109)	4.600 (0.081)	4.985 (0.071)	4.112 (0.096)
TC Canadá	1.108 (0.483)	4.885 (0.073)	1.900 (0.278)	2.415 (0.206)
TC Chile	1.062 (0.5)	0.615 (0.717)	3.372 (0.13)	4.337 (0.089)
TC Colombia	2.111 (0.245)	3.334 (0.132)	2.644 (0.183)	0.517 (0.776)
TC Malasia	0.542 (0.761)	0.772 (0.631)	1.426 (0.381)	2.860 (0.164)
TC México	3.404 (0.128)	1.714 (0.313)	2.385 (0.21)	1.565 (0.346)
TC Noruega	4.953 (0.072)	1.759 (0.304)	4.626 (0.08)	2.019 (0.259)

Variables	Prueba de Quant-	Prueba de	Prueba de	Prueba de Chow
-----------	------------------	-----------	-----------	----------------

	Andrews	Bai-Perron secuencial	Bai-Perron global	predictiva
	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F	Estadístico F
TC Perú	1.352	0.691	3.914	1.749
	(0.402)	(0.674)	(0.104)	(0.306)
TC Rusia	2.735	4.805	4.905	2.675
	(0.175)	(0.075)	(0.073)	(0.18)
TC Sudáfrica	1.839	2.016	0.838	0.815
	(0.289)	(0.259)	(0.598)	(0.609)

Nota: *, **, y *** denotan significancia estadística al 90 %, 95 % y 99 %, respectivamente. Entre paréntesis se presenta el p-value del estadístico F.

Fuente: Elaboración propia.