Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2020-02

**Paridad de Tasas Cubierta: Un Enfoque de Volatilidad
Estocástica para Estimar la Banda Neutral**

Juan Ramón Hernández
Banco de México

Marzo 2020

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Covered Interest Parity: A Stochastic Volatility Approach to Estimate the Neutral Band*

Juan Ramón Hernández[†]
Banco de México

Abstract: The neutral band is the interval where deviations from Covered Interest Parity (CIP) are not considered meaningful arbitrage opportunities. The band is determined by transaction costs and risk associated to arbitrage. Seemingly large deviations from CIP in the foreign exchange markets for the US Dollar crosses with Sterling, Euro and Mexican Peso have been the norm since the Global Financial Crisis. The topic has attracted a lot of attention in the literature. There are no estimates of the neutral band to assess whether deviations from CIP reflect actual arbitrage opportunities, however. This paper proposes an estimate of the neutral band based on the one-step-ahead density forecast obtained from a stochastic volatility model. Comparison across models is made using the log-score statistic and the probability integral transformation. The stochastic volatility models have the best fit and forecasting performance, hence superior neutral band estimates.

Keywords: Covered interest parity; stochastic volatility; forward filtering backward smoothing; auxiliary particle filter; density forecast

JEL Classification: C53, C58, F31, F37

Resumen: La banda neutral es el intervalo donde desviaciones de la Paridad de Interés Cubierta (CIP) no se consideran como oportunidades de arbitraje. La banda se determina por los costos de transacción y el riesgo asociados con arbitraje. Aparentes desviaciones de la CIP en los mercados de divisas para el dólar estadounidense respecto a la libra esterlina, el euro y el peso mexicano han sido la norma desde el inicio de la Crisis Financiera Global. Este tema ha atraído la atención en la literatura, sin embargo, no existen estimaciones de la banda neutral para evaluar si las desviaciones de la CIP reflejan verdaderas oportunidades de arbitraje. Este documento propone una estimación de la banda neutral basado en un pronóstico de densidad un paso adelante, obtenido a partir de un modelo de volatilidad estocástica. Se realiza una comparación a través de los modelos utilizando el estadístico log-score, así como la integral transformada de la probabilidad. Los modelos de volatilidad estocástica tienen el mejor ajuste y desempeño para pronosticar y, por tanto, mejores estimaciones de la banda neutral.

Palabras Clave: Paridad cubierta de tasas; volatilidad estocástica; filtrado adelante suavizado atrás; filtro auxiliar de partículas; pronóstico de densidad

*Thanks to Nicolás Amoroso, Alfonso Cebreros, Raúl Ibarra, Mauricio Olivares and Vladimir Rodríguez, internal referees, participants at ITAM's Seminario Aleatorio, and the 4th Market Microstructure-Nonlinear Dynamics Workshop for helpful discussion and comments. Andrea Miranda, Ezequiel Piedras, Javier Pérez and María Diego-Fernández provided excellent research assistance. All remaining errors are my own.

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: juan.hernandez@banxico.org.mx.

1. Introducción

Hasta el comienzo de la Crisis Financiera Global en el verano de 2007, la paridad de tasas de interés cubierta (CIP, por sus siglas en inglés) fue una de las relaciones más confiables en las finanzas internacionales. Acontecimientos que se desarrollaron posteriormente parecen haber tenido efectos duraderos sobre dicha relación. Desviaciones significativas medidas con respecto a la CIP en los mercados de divisas para las monedas de “reserva” respecto al dólar estadounidense (USD) han sido la norma, más que la excepción. La CIP es una piedra angular de las finanzas internacionales, un indicador de la eficiencia del mercado, y se utiliza, por ejemplo, para fijar el precio de los contratos *forward*, informando así sobre las condiciones de liquidez que prevalecen en el mercado de divisas. Tal como lo señala Levich (2017), las desviaciones con respecto a la CIP han motivado una literatura creciente que busca responder a preguntas como: (i) ¿Qué pasó con la CIP? (ii) ¿Qué hay detrás de la mayor disparidad en la CIP? (iii) ¿Qué significa para el precio de los activos que dependen del cumplimiento de la CIP?

Levich (2017) también planteó la siguiente pregunta, tal vez más sutil: “¿Las desviaciones de la CIP que vemos hoy en día son sólo ‘desviaciones moderadas’ limitadas dentro de una banda neutral que captura todos los costos y riesgos del arbitraje?” Este documento pretende responder a esta pregunta mediante la estimación del tamaño de la banda neutral, complementando así la literatura existente en la resolución de las preguntas (i) a (iii). Se ha reconocido desde hace tiempo que las desviaciones con respecto a la CIP pueden estar presentes y satisfacer la ausencia de oportunidades de arbitraje, siempre y cuando estén contenidas dentro de la banda neutral. El ancho de dicha banda está, a su vez, determinado por una serie de factores, tales como los costos de transacción, la aversión al riesgo y la incertidumbre. Este documento estima el ancho de la banda neutral para tres mercados de divisas con un alto volumen de transacciones de acuerdo al BIS (2016): Dos mercados que relacionan divisas de “reserva”, la Libra Esterlina (GBP-USD) y el Euro (EUR-USD), y un mercado de una economía emergente, el Peso Mexicano (MXN-USD). Estos mercados de divisas han mostrado desviaciones persistentes con respecto a la CIP en el periodo 2008-2017.

La literatura sobre la estimación de la banda alrededor de las desviaciones de la CIP se ha centrado en diferentes periodos del siglo XX. Sin embargo, aparentemente ausente en esta literatura, está una medida del ancho de la banda neutral correspondiente al período *posterior* a la Crisis Financiera Global. Estos estudios se han centrado en la estimación de la banda alrededor de las desviaciones de la CIP utilizando cualquiera de los siguientes dos enfoques. Primero, el enfoque de “conteo” que implica declarar los límites superior e inferior

de la banda neutral como los niveles de las desviaciones, tal que el 95 % de las desviaciones medidas estén contenidas. El segundo enfoque se basa en estimaciones econométricas de los valores a los que se determina un cambio de régimen dentro o fuera de la banda neutral. Este documento sintetiza los dos enfoques al estimar la banda neutral como el pronóstico de densidad “un paso adelante” al 95 % de las desviaciones con respecto a la CIP.

La principal diferencia entre este trabajo y los trabajos anteriores que estiman la banda neutral, más notablemente Peel y Taylor (2002), es la siguiente. En lugar de probar si las desviaciones con respecto a la CIP están dentro de las estimaciones fijas de los límites superior e inferior de la banda neutral, la atención se centra en determinar si la mayoría de las desviaciones observadas con respecto a la CIP son replicables por un modelo sin arbitraje. Es decir, si las desviaciones con respecto a la CIP son un proceso de Martingale.

Todos los trabajos encontrados que se centran en el periodo posterior a la Crisis Financiera Global pueden estar motivados por las preguntas (i)-(iii) enumeradas anteriormente. Ninguno, sin embargo, se embarca en estimar si las desviaciones con respecto a la CIP están limitadas dentro de la banda neutral que capta todos los costos y riesgos del arbitraje. La principal contribución de este documento es la estimación de la banda neutral para los pares USD-GBP, USD-EUR y USD-MXN durante el período 2003-2017. La estimación se realiza con las tasas de interés de la deuda interbancaria para cada par de divisas.

El mejor modelo para estimar la banda neutral, para cada par de divisas, se obtiene de la comparación entre el modelo base autorregresivo de umbral y (i) un modelo a nivel local con una media variable en el tiempo (estimado a través de máxima verosimilitud y de Monte Carlo usando Cadenas de Markov); y (ii) un modelo de volatilidad estocástica (donde la volatilidad es estimada mediante un “filtrado hacia delante-suavizamiento hacia atrás”, y un filtrado auxiliar de partículas). El enfoque de variación en el tiempo de estimación tiene como objetivo modelar que no todas las desviaciones con respecto a la CIP son causadas por los mismos factores reconocidos por Levich (2017). La bondad del ajuste de cada modelo se evalúa a través del log-score y la transformación integral de la probabilidad del pronóstico de densidad “un paso adelante”, estimado en una muestra de ventana expandida.

La estimación de la banda neutral como pronóstico de densidad “un paso adelante” sintetiza tanto los enfoques de “conteo” como el econométrico mencionados previamente. El primero se incorpora tomando el pronóstico de densidad al 95 %, mientras que el segundo se incorpora en los métodos econométricos aplicados para obtener el pronóstico de densidad. El riesgo, la demanda por cobertura y los cambios en el marco institucional pueden reflejarse en un aumento de la incertidumbre que, a su vez, es un determinante del ancho de la banda neutral. Por lo tanto, modelando explícitamente los procesos de media y de volatilidad

subyacentes a la CIP, se obtiene una estimación confiable de la banda neutral.

Esta estrategia de estimación tiene varias ventajas y características deseables. En primer lugar, tanto el modelo de volatilidad a nivel local como el modelo de volatilidad estocástica son representaciones de un proceso de Martingale (Shephard 2013). A su vez, se ha establecido desde hace tiempo que la ausencia de arbitraje es equivalente a la fijación de precios de Martingale (Duffie 2010). Por lo tanto, si los modelos se ajustan a los datos observados, no debería existir arbitraje y la CIP debería cumplirse. En segundo lugar, al identificar aquellas observaciones que violan la propiedad de Martingale, se puede realizar un énfasis más limitado sobre la explicación de las desviaciones de la CIP en trabajos futuros. La literatura existente tiene como objetivo explicar estas desviaciones (posiblemente un proceso discreto) con variables omitidas continuas. En tercer lugar, la estimación y el pronóstico con una ventana expandida, replican la forma en que los participantes del mercado evalúan los costos de transacción y el riesgo que varían en el tiempo y que cambian permanentemente. Finalmente, los modelos son adecuados para tratar con datos financieros de alta frecuencia.

Los resultados muestran que los modelos de volatilidad estocástica se ajustan mejor a los datos, tanto dentro como fuera de la muestra. Por lo tanto, estos modelos producen las mejores estimaciones de la banda neutral de acuerdo con el estadístico de log-score y la transformación integral de la probabilidad calculada a partir de las funciones de probabilidad predictiva. A diferencia de los modelos autorregresivos de nivel local y de umbral, las estimaciones de la banda neutral aumentan en periodos de estrés financiero doméstico o global. Además, el modelo de volatilidad estocástica es capaz de replicar que las oportunidades de arbitraje son de corta duración ya que las desviaciones con respecto a la CIP fuera de la estimación de la banda neutral se dispersan a través de la muestra. Por el contrario, los modelos autorregresivos de nivel local y de umbral producen una banda neutral que implica oportunidades de arbitraje de larga duración (agrupadas). La banda neutral derivada por estos modelos es inverosímilmente grande, ya que los niveles estimados, durante y posterior a la Crisis Financiera Global, son notablemente similares.

El documento está organizado de la siguiente manera. El resto de esta sección contiene una breve revisión de la literatura. En la Sección 2 se revisan brevemente los fundamentos teóricos de la CIP y también se discute cómo se presenta la banda neutral alrededor de las desviaciones con respecto a la CIP tratadas en este documento, junto con los datos. El análisis econométrico se encuentra en la Sección 3, donde se proporciona una explicación detallada de los métodos utilizados para estimar la banda neutral, junto con los resultados de la estimación y se proporciona tanto la evaluación del log-score como la evaluación de la transformación integral de la probabilidad del pronóstico de densidad. En la Sección 4 se presentan algunas

consideraciones finales.

Las siguientes convenciones de notación se utilizan ampliamente en el resto del documento: $x = \{x_t\}_{t=1}^n$ es una secuencia de variables aleatorias con n elementos; un elemento de las secuencias está siempre indexado por el tiempo como x_t . Una estimación de x_t condicionada a la información disponible en el periodo $t - 1$, $\mathcal{F}_{t-1}$, se escribe como $x_{t|t-1}$.

Revisión de la literatura

Una revisión integral de la literatura sobre la CIP y la estimación de la banda neutral merece una gran cantidad de detalle y espacio, por lo tanto, está fuera del alcance de este documento. Tal revisión puede ser encontrada en Levich (2017) y Claessens y Kose (2018). Sin embargo, trabajos estrechamente relacionados con este documento se examinan brevemente. Peel y Taylor (2002) y Levich (2017) encuentran los primeros esfuerzos para estimar la banda neutral en Keynes (1923). La teoría sobre la existencia de la banda neutral puede ser encontrada en Einzig (1967), Branson (1969), Frenkel (1973) quienes acuñaron el término, así como en Deardorff (1979). Las estimaciones para la paridad GBP-USD basadas en el enfoque de “conteo” descrito anteriormente fueron llevadas a cabo por Frenkel y Levich (1975, 1977); Taylor (1987); y Clinton (1988).

Frenkel y Levich (1975, 1977) analizan la paridad GBP-USD durante el período 1962-1975 encontrando una banda neutral dentro de un rango de 0.126 - 1.03 por ciento anual. Ellos estiman los costos de transacción asociados a la explotación de las desviaciones con respecto a la CIP. En particular, miden los costos de arbitraje como la suma de los costos en el tipo de cambio y los costos en el mercado de valores. Los primeros se miden a través de la banda neutral estableciendo los límites superior e inferior como aquellos en los que se contiene el 95 % de las desviaciones del arbitraje triangular. Los segundos se miden por el diferencial de compra-venta y la comisión por intermediación. Concluyen que los datos son consistentes con la CIP, incluso cuando el análisis se hace a través de regímenes cambiarios. De hecho, también concluyen que podría ser preferible clasificar los periodos en función de la turbulencia financiera, en lugar del régimen cambiario. Para obtener los costos de transacción del arbitraje triangular, una suposición subyacente es que la estructura de costos se mantiene constante en cada régimen. En el presente documento, este supuesto se relaja.

Taylor (1987) analiza los pares USD-GBP, USD-Marco Alemán y GBP-Marco Alemán en datos diarios recolectados del 11 al 13 de noviembre de 1985. Taylor utiliza una frecuencia alta, muestreada contemporáneamente, de cotizaciones de tasas de interés y tipos de cambio, tanto spot como forward. Luego recurre a una regla de “conteo” para determinar si existen

oportunidades de arbitraje en la muestra. Los resultados apuntan a la existencia de oportunidades rentables en el 0-8 por ciento de las observaciones, dependiendo del tipo de cambio y del vencimiento del instrumento utilizado. Este enfoque para estimar la banda neutral se sintetiza dentro del enfoque econométrico en este documento.

Clinton (1988) analiza los tipos de cambio relativos USD-GBP, USD-Dólar Canadiense, USD-Marco Alemán, USD-Franco Francés y USD-Yen Japonés en el periodo comprendido entre noviembre de 1985 y mayo de 1986. Clinton se propone analizar los costos de los swaps de divisas, no considerados en trabajos anteriores. Clinton argumenta que estos son los únicos costos relevantes, ya que los swaps de tipo de cambio son determinantes clave en la fijación de precios de los contratos forward. Sus estimaciones se basan en el mínimo de dos límites posibles. El primero, es el arbitraje unidireccional promovido por Deardorff (1979), mientras que el segundo viene dado por el arbitraje cubierto bidireccional. Él estima los límites percentiles de la banda neutral de la misma manera que lo hicieron Frankel y Levich, encontrando que la mayoría de las desviaciones con respecto a la CIP están dentro del rango de 0.02-0.15 por ciento anual. El presente trabajo incluye indirectamente el papel de los swaps de divisas, ya que las oportunidades de arbitraje son en realidad desviaciones entre un swap sintético y el diferencial de la tasa de interés.

La primera estimación encontrada de la banda neutral basada en técnicas econométricas es Branson (1969) para los pares de divisas USD-GBP y USD-Dólar Canadiense durante el periodo 1954-1964. En ambos casos, la banda neutral estimada es de 0.18 por ciento anual. Utilizando mínimos cuadrados ordinarios, Branson estima las desviaciones promedio con respecto a la CIP. Luego etiqueta dicha estimación como el costo promedio de la transacción en la que incurre un agente buscando oportunidades de arbitraje al ingresar las transacciones necesarias para aprovechar una ocasión de arbitraje. Una diferencia clave con respecto al presente documento es el uso de métodos econométricos de variación en el tiempo para obtener estimaciones de la banda neutral.

Peel y Taylor (2002) estiman la banda neutral comprobando económicamente la validez de la Conjetura de Keynes-Einzig, que puede enunciarse como una proposición en dos partes: i) Las desviaciones con respecto a la CIP en el mercado USD-GBP entre 1922 y 1925 desencadenarán arbitraje, solo si la ganancia realizada esperada es superior al 1/2 por ciento anual. (ii) Las desviaciones con respecto a la CIP se disiparán solo gradualmente puesto que la oferta de fondos no es perfectamente elástica. El análisis empírico se lleva a cabo a través de una estimación de una sola ecuación de la banda neutral obtenida con un modelo autorregresivo de umbral (TAR, por sus siglas en inglés). Este modelo permite estimar tres regímenes para las desviaciones con respecto a la CIP. Los regímenes superior e inferior sa-

tisfacen la proposición puesto que la estimación sugiere que el proceso es de reversión de la media fuera de un umbral de 1/2 por ciento anual. El régimen medio satisface la condición de no-arbitraje ya que su comportamiento se asemeja al de un proceso de Martingale. Un TAR multivariado con cointegración confirma estos hallazgos. A diferencia del análisis presentado en este documento, el TAR estima una banda neutral que es fija en el tiempo.

Juhl, Miles y Weidenmier (2006) utilizan un TAR para analizar el par USD-GBP para el periodo del Patrón Oro durante 1880-1914, siguiendo el espíritu de Peel y Taylor (2002), para estimar los costos de transacción que impidieron que se produjera arbitraje. Ellos encuentran evidencia de un umbral para los periodos 1880-1914 y 1897-1914 en el rango de 0.748 – 0.803 por ciento anual, mientras que no se encuentra ningún umbral en el periodo 1880-1896.

Como se ha visto anteriormente, y a diferencia de este documento, la literatura que analiza la CIP después de la Crisis Financiera Global se ha centrado en explicar el comportamiento reciente de la CIP y en encontrar las posibles causas de las aparentemente grandes desviaciones observadas con respecto a la paridad. Es decir, se trata de encontrar una variable omitida. En el contexto de las monedas de “reserva”, las principales explicaciones candidatas son el aumento del riesgo de contrapartida (Baba y Packer 2009; Ivashina, Scharfstein y Stein 2015; Liao 2016); las restricciones de liquidez (Mancini-Griffoli y Ranaldo 2011; Levich 2012; Avdjiev y col. 2017); los cambios en las actitudes hacia el riesgo reflejados en los cambios en la demanda por activos de cobertura (Borio y col. 2016; Sushko y col. 2016; Cenedese, Della-Corte y Wang 2017); y los cambios en la regulación (Du, Tepper y Verdelhan 2018).

Con respecto a las desviaciones de la CIP observadas en los mercados emergentes, México en particular, por un lado Carstens (1985) y Khor y Rojas-Suarez (1991) estudian las desviaciones entre las condiciones de equilibrio de largo plazo y el tipo de cambio observado en un régimen de tipo de cambio fijo. Por otro lado, el análisis del periodo posterior a la Crisis Financiera Global en Hernandez (2014) y Bush (2019) sugiere que las restricciones de liquidez y el riesgo son algunas de las causas de las desviaciones observadas con respecto a la CIP. Sin embargo, estos documentos no proporcionan estimaciones de la banda neutral para México.

2. Paridad de Tasas de Interés Cubierta

Esta sección introduce formalmente la CIP y describe las transacciones necesarias para arbitrar cualquier desviación de la misma. En particular, se definen dos formas de arbitraje, el arbitraje *bidireccional*, tal como lo definió Levich (2017) y se describe típicamente en la lite-

ratura financiera internacional, y el arbitraje *unidireccional*, de acuerdo a Deardorff (1979). A continuación se presentan las definiciones y notaciones que permiten modelar la banda neutral alrededor de las desviaciones con respecto a la CIP. La sección concluye con una descripción de los datos utilizados en el análisis empírico.

2.1. Arbitraje sin Riesgo

Supóngase momentáneamente que los costos de transacción son cero, que no hay riesgo y que la oferta de fondos para los participantes del mercado es perfectamente elástica. Sea S_t el tipo de cambio spot y $F_{t \rightarrow k}$ sea el tipo de cambio forward acordado en el periodo t con vencimiento de k años. Asimismo, sea $i_{t \rightarrow k}$ y $i_{t \rightarrow k}^*$ la tasa de interés de un bono (cupón cero) con vencimiento a k años denominado en USD y en moneda extranjera, respectivamente. A lo largo del documento, tanto S_t como $F_{t \rightarrow k}$ se miden como USD por 1 unidad de la moneda extranjera. Suponiendo que los individuos siempre pueden pedir prestado en USD para invertir en bonos extranjeros, y la ausencia de fricciones y costos financieros, la CIP predice

$$\frac{F_{t \rightarrow k}}{S_t} = \frac{1 + i_{t \rightarrow k}}{1 + i_{t \rightarrow k}^*}. \quad (2.1)$$

Hay al menos dos grupos de participantes en el mercado que pueden explotar las desviaciones en (2.1), (i) los que buscan una ganancia, participando así en un arbitraje *bidireccional*; y (ii) los que tienen compromisos futuros denominados en moneda extranjera, y quienes pretenden minimizar los costos de la conversión de la moneda, participando así en un arbitraje *unidireccional*. Nótese que los participantes en el arbitraje unidireccional entrarán en las transacciones relacionadas con el mercado de divisas spot o de futuros con certidumbre, mientras que las transacciones para explotar las oportunidades de arbitraje bidireccional sólo se realizan si las ganancias son lo suficientemente grandes como para compensar cualquier costo o riesgo de la transacción. Los detalles de cada forma de arbitraje se detallan a continuación.

Arbitraje Bidireccional

En el arbitraje bidireccional, un participante del mercado mantiene la misma moneda antes y después de una secuencia de transacciones. Por ejemplo, supongamos que S_t y $F_{t \rightarrow k}$ se miden en USD por 1 GBP. Asúmase además que

$$\frac{F_{t \rightarrow k}}{S_t} (1 + i_{t \rightarrow k}^*) > 1 + i_{t \rightarrow k}. \quad (2.2)$$

Un inversionista que toma prestado B USD por k años a una tasa $i_{t \rightarrow k}$, puede comprar

B/S_t GBP. Luego, B/S_t GBP se prestan a una tasa de interés $i_{t \rightarrow k}^*$. Simultáneamente, el inversor firma un contrato forward comprometiéndose a entregar $(1 + i_{t \rightarrow k}^*)B/S_t$ GBP después de k años a cambio de $F_{t \rightarrow k}B(1 + i_{t \rightarrow k}^*)/S_t$ USD. Como resultado, el inversor mantiene $F_{t \rightarrow k}B(1 + i_{t \rightarrow k}^*)/S_t$ USD y ha prometido pagar de vuelta $B(1 + i_{t \rightarrow k})$. Dado que (2.2) se mantiene, el inversor habrá obtenido una ganancia (sin riesgo): $B(F_{t \rightarrow k}(1 + i_{t \rightarrow k}^*)/S_t - (1 + i_{t \rightarrow k}))$ USD.¹

Arbitraje Unidireccional

En el arbitraje unidireccional, un participante del mercado necesitará una cantidad conocida de moneda extranjera en una fecha futura, por lo tanto, tendrá una moneda antes de entrar en las transacciones de arbitraje y una segunda después. A continuación se presenta un ejemplo. Un inversor mantiene USD sabiendo que tendrá que entregar C^* GBP en k años; su objetivo es minimizar la cantidad C de USD invertida para obtener C^* . Entonces, el inversor se enfrenta a dos alternativas representadas por

$$\frac{C_1}{S_t}(1 + i_{t \rightarrow k}^*) = C^*, \text{ y} \quad (2.3)$$

$$\frac{C_2}{F_{t \rightarrow k}}(1 + i_{t \rightarrow k}) = C^*, \quad (2.4)$$

es decir, el inversor está considerando una decisión de minimización de costos $C = \min \{C_1, C_2\}$.

Como alternativa en (2.3), el inversor compra C_1/S_t GBP en el mercado spot e invierte las ganancias en un instrumento en GBP, que al vencimiento dará un rendimiento de C^* GBP. En la alternativa (2.4), el inversor compra un instrumento denominado en USD y participa en un contrato futuro en el que recibirá C^* a cambio de $C_2(1 + i_{t \rightarrow k})$ USD en k años. Nótese que, si (2.1) se mantiene, entonces $C_1 = C_2$. Sin embargo, si (2.2) se mantiene, entonces $C_2 < C_1$, y el inversor elige (2.4).

Desviaciones de la CIP y de la Banda Neutral

Si se mantienen los supuestos de cero costos de transacción, ausencia de riesgos y perfecta elasticidad de la oferta de fondos, la teoría predice que, en caso de que se presente una situa-

¹Suponiendo que se invierte el signo de desigualdad en (2.2), un inversor que tome prestado B GBP por k años a una tasa $i_{t \rightarrow k}^*$, puede comprar $S_t B$ USD. Entonces, $S_t B$ USD se prestan a una tasa de interés $i_{t \rightarrow k}$. Simultáneamente, el inversor firma un contrato forward prometiendo entregar $B(1 + i_{t \rightarrow k})S_t$ USD después de k años a cambio de $B(1 + i_{t \rightarrow k})S_t/F_{t \rightarrow k}$ GBP. Como resultado, el inversor mantiene $B(1 + i_{t \rightarrow k})S_t/F_{t \rightarrow k}$ GBP y promete pagar de vuelta $B(1 + i_{t \rightarrow k}^*)$. Puesto que la desigualdad se invierte en (2.2), el inversionista habrá obtenido una ganancia (sin riesgo) igual a: $B((1 + i_{t \rightarrow k})S_t/F_{t \rightarrow k} - (1 + i_{t \rightarrow k}^*))$ GBP.

ción como en (2.2), por ejemplo, entonces (2.1) se restablecerá por medio del arbitraje. De hecho, como argumenta Deardorff (1979), cualquiera de las dos formas de arbitraje funciona para prevenir desviaciones permanentes, o incluso explosivas, con respecto a la CIP. En particular, el arbitraje unidireccional implica que no hay agrupación de desviaciones de la CIP fuera de una banda neutral válida.

El arbitraje bidereccional implica que la banda neutral no es constante o incluso persistente, ya que solo se activa si las desviaciones son lo suficientemente grandes como para compensar los costos y el riesgo en que incurren los participantes del mercado. En realidad, (2.1) rara vez se cumple exactamente, en gran parte porque no se satisfacen los supuestos mencionados. Keynes (1923) reconoció dos advertencias relacionadas con la propuesta de la CIP. En primer lugar, los participantes en busca de oportunidades de arbitraje exigirían una ganancia mínima que compense los costos y riesgos inherentes a la transacción. La segunda advertencia afirma que las desviaciones con respecto a la CIP no se corregirían completa e instantáneamente por medio de las transacciones en el mercado de futuros de divisas, ya que el suministro de fondos para los participantes del mercado no es perfectamente elástico.

Para disciplinar el análisis, se introduce una notación similar a la de Peel y Taylor (2002). Considérese la siguiente aproximación a la expresión (2.1)

$$P_k \frac{F_{t \rightarrow k} - S_t}{S_t} = i_{t \rightarrow k} - i_{t \rightarrow k}^*,$$

donde P_k ajusta a términos anuales la prima forward (anualizada). Además, sea $d_{t \rightarrow k}$ las desviaciones con respecto a la CIP, y $\Phi_{t \rightarrow k} = P_k \frac{F_{t \rightarrow k} - S_t}{S_t}$ la prima forward, por lo tanto:

$$d_{t \rightarrow k} = \Phi_{t \rightarrow k} - i_{t \rightarrow k} + i_{t \rightarrow k}^*. \quad (2.5)$$

Si los costos y riesgos de las transacciones están presentes, y la oferta de fondos para los participantes del mercado no es perfectamente elástica, $d_{t \rightarrow k} = 0$ puede no cumplirse exactamente. La literatura de las finanzas internacionales ha reconocido desde hace mucho tiempo esto último. De hecho, trabajos previos revisados anteriormente declaran que la CIP se cumple siempre y cuando $d_{t \rightarrow k}$ se encuentre dentro de una *banda neutral*, $w_{t \rightarrow k}$. Si la desviación observada con respecto a la CIP se encuentra dentro de la banda neutral (es decir, las ganancias son menores que el mínimo requerido), los participantes en busca de oportunidades de arbitraje bidireccional no entrarían en la secuencia de transacciones con certidumbre. Si la desviación observada con respecto a la CIP es mayor que la ganancia mínima requerida, entonces la desviación de la CIP está fuera de la banda neutral y los participantes en busca de arbitraje aprovechan la oportunidad.

La magnitud de w_t , a su vez, está determinada por los costos y riesgos inherentes a las transacciones de arbitraje, y la disponibilidad de fondos para dichas transacciones. Formal-

mente, sea $b_{U,t}$ y $b_{L,t}$ los límites superior e inferior, respectivamente, de $d_{t \rightarrow k}$, de modo que $w_{t \rightarrow k} = b_{U,t \rightarrow k} - b_{L,t \rightarrow k}$, en el periodo t . En periodos de estrés financiero, Levich (2017) reconoció que w_t aumenta. Una consecuencia inmediata de esto último es que sus valores están condicionados a la información disponible diariamente. Sin embargo, w_t sólo puede estimarse a partir de los datos observados, una tarea que se lleva a cabo a continuación.

La literatura financiera internacional ha estimado $b_{U,t}$ y $b_{L,t}$ con (i) una regla empírica, por la cual estos valores son tales que el 95 % de las desviaciones financieras observadas están contenidas; o (ii) técnicas econométricas no lineales que estiman los umbrales, de los cuales $d_{t \rightarrow k}$ no satisface la propiedad de Martingale. Ambas técnicas pueden considerarse como retrospectivas en el sentido de que la estimación de la banda neutral se determina una vez que se observa una secuencia de $d_{t \rightarrow k}$. Además, la banda neutral y las oportunidades de arbitraje se modelan de forma que se produzcan simultáneamente. Por lo tanto, este enfoque omite el momento de las decisiones tomadas por los participantes del mercado.

Considérese la siguiente secuencia de eventos, que se asemeja más a lo que sucede dentro de un banco que pretende aprovechar las oportunidades de arbitraje. Antes de entrar en cualquier actividad de arbitraje, el participante del mercado conoce $b_{U,t}$ y $b_{L,t}$, posiblemente estimados por un departamento de gestión de riesgos. Es decir, la gestión de riesgos debería estimar $b_{U,t}$ y $b_{L,t}$ *antes* de que cualquier transacción de arbitraje tenga lugar en el periodo t . Este último hace que la última desviación observada con respecto a la CIP sea el mejor punto de partida para producir un pronóstico, en lugar del valor cero *teórico*. Además, nótese que el enfoque de “conteo” para la estimación de w_t discutido anteriormente se asemeja a la metodología del Valor en Riesgo.

Formalmente, denotamos como $\{\mathcal{F}_t\}_{t=1}^n$ al filtrado que contiene cualquier información disponible hasta el momento t . Nótese que $\mathcal{F}_t$ contiene tanto información observable en los datos, como cualquier información no observable que sea inherente al banco o a la industria. Asíumase además que $\{d_{t \rightarrow k}\}_{t=1}^n$ se adapta a $\{\mathcal{F}_t\}_{t=1}^n$. Condicionado tanto al marco temporal descrito como al enfoque de “conteo”, es inmediato que $b_{U,t}$ y $b_{L,t}$ satisfacen

$$p(d_{t \rightarrow k} > b_{U,t \rightarrow k} | \mathcal{F}_{t-1}) = p(d_{t \rightarrow k} < b_{L,t \rightarrow k} | \mathcal{F}_{t-1}) = 0,025, \quad (2.6)$$

donde $p(\cdot | \mathcal{F}_{t-1})$ es una distribución predictiva para $d_{t \rightarrow k}$, condicionada a la información disponible en $t - 1$, $\mathcal{F}_{t-1}$. Nótese que esto equivale a afirmar que $b_{U,t}$ y $b_{L,t}$ son valores particulares de un *pronóstico de densidad*. Por lo tanto, una condición necesaria para estimar w_t es tener una estimación del pronóstico de densidad, $\hat{p}(\cdot | \mathcal{F}_{t-1})$. Esta es la tarea que se realiza en la siguiente sección, después de describir los datos utilizados en el documento.

2.2. Datos

Los datos utilizados en el análisis empírico se colectan con una frecuencia semanal, como en estudios recientes (Du, Tepper y Verdelhan 2018). En particular, la sincronía en los datos obtenidos para medir las desviaciones con respecto a la CIP es muy importante. Si un inversionista calculara dichas desviaciones con datos no coincidentes, estaría tomando las decisiones descritas en la Sección 2.1 basándose ya sea en una prima forward que ya no está disponible para aprovechar el diferencial de la tasa de interés, o viceversa.²

Para abordar el requisito de sincronía, se usan los datos de final de día observados el martes. Además, esto reduce el número de observaciones que coinciden con los días festivos, que tienen lugar, en su mayoría, los lunes o los viernes, lo que limitaría, a su vez, el uso de los datos diarios. También se evitan algunos sesgos observados en los mercados financieros, como los “miércoles de liquidación” (Piazzesi 2010).³ Los datos se obtienen de Bloomberg, a menos que se indique lo contrario.

El tipo de cambio spot y forward de 3 meses de las paridades GBP-USD, EUR-USD y MXN-USD se utilizan para calcular la prima forward Φ_t . Los diferenciales de las tasas de interés se calculan utilizando las tasas de interés a tres meses de los préstamos interbancarios, que es el plazo de vencimiento más comúnmente utilizado en la literatura (Ivashina, Scharfstein y Stein 2015; Cenedese, Della-Corte y Wang 2017; Avdjiev y col. 2017; Sushko y col. 2016), Du, Tepper y Verdelhan (2018).⁴ Este es el punto de partida natural, ya que encarna los costos que los bancos deben afrontar para financiarse a sí mismos. En particular, se utiliza la LIBOR en GBP, la Euribor y la Tasa Interbancaria de Equilibrio Mexicana (obtenida del Banco de México) frente a la LIBOR en USD.⁵

La muestra abarca desde el 7 de enero de 2003 hasta el 26 de diciembre de 2017, con un total de 782 observaciones. En todos los casos, las desviaciones con respecto a la CIP se

²Taylor (1987) discute los posibles sesgos en la medición de las desviaciones con respecto a la CIP en diferentes momentos o fechas.

³Además, la realización de la prueba del “efecto del día de la semana” siguiendo a Solnik y Bousquet (1990), Dubois y Louvet (1996), Berument y Kiymaz (2001) y Gregoriou, Kontonikas y Tsitsianis (2004) sugiere que sólo los datos recopilados en martes están libres de sesgo para todas las relaciones consideradas en este documento.

⁴Al utilizar datos de muestra semanal, el porcentaje de datos perdidos por no registrarse en un martes determinado es de 1.8, 1.5 y 4.6 para la GBP, el EUR y MXN, respectivamente. Para los datos diarios, a su vez, el porcentaje de datos perdidos es de 3.1, 3.3 y 8.87.

⁵Para el análisis realizado con las tasas soberanas en el Apéndice, se utilizan los bonos soberanos con vencimiento a 3 meses en moneda doméstica. En particular, los rendimientos de la curva de rendimientos de los Gilt, del bono soberano alemán (obtenido tanto de Bloomberg como del Banco de Inglaterra) y de los CETES mexicanos (obtenidos del Banco de México), frente a los rendimientos de la curva de rendimientos del Gobierno de Estados Unidos.

calculan utilizando (2.5). Dado que todos los datos utilizados a lo largo del documento tienen un vencimiento de 3 meses (es decir, $k = 1/4$, por lo que $P_k = 100 \cdot 4$), en lo subsecuente se omite el índice “ $\rightarrow k$ ”. El vencimiento a 3 meses es el utilizado en la mayoría de los estudios previos que estiman w_t (Frenkel y Levich 1975, 1977; Peel y Taylor 2002). Para facilitar la exposición, la siguiente discusión está dividida en tres periodos: antes, durante y posterior a la Crisis Financiera Global (GFC, por sus siglas en inglés).

Paridad Dólar Estadounidense-Libra Esterlina

Las desviaciones con respecto a la CIP en el mercado de divisas GBP-USD se muestran en la Figura 1, donde se puede observar que, antes del periodo de la GFC, la CIP se comportó de acuerdo con la teoría descrita anteriormente. Durante la GFC, que comenzó en julio de 2007 y terminó en 2010, el marcado comportamiento distintivo de d está directamente relacionado con eventos de estrés financiero como: las condiciones de poca liquidez en Europa para los activos respaldados por hipotecas en julio de 2007; la compra de Bear Sterns en marzo de 2008; la quiebra de Lehman Brothers en septiembre de 2008; y el rescate de AIG poco después.

La Figura refleja cómo d retornó solo gradualmente a los niveles anteriores a la GFC durante 2009, gracias, en gran parte, a una provisión de liquidez sin precedentes por parte de los principales bancos centrales a través de diferentes mecanismos. En el periodo posterior a la GFC, a partir de 2010, la crisis de la deuda soberana en Europa se hace evidente en la Figura. Este evento fue una fuente latente de estrés financiero hasta mediados de 2012. Después de esta fecha, d se aproxima a cero durante un periodo breve entre 2013 y 2015. Los valores para d_t observados cerca de la fecha de la votación del “Brexit” en junio de 2016 son los más altos después de la GFC. Nótese finalmente que, en dicho periodo, d no es negativo.

Paridad Dólar Estadounidense-Euro

Las desviaciones con respecto a la CIP en el caso del EUR-USD que se muestran en la Figura 2 son marcadamente diferentes de las de la GBP-USD durante y después de la GFC, independientemente de que ambas monedas tengan un estatus de “moneda de reserva”. De hecho, en el periodo anterior a la GFC, d se comportó de acuerdo con la teoría descrita anteriormente. Las interrupciones en la CIP solo son perceptibles después del verano de 2007. De hecho, después de esta fecha, las desviaciones de valor cero son extrañas. Esto se asocia a la crisis de la deuda soberana en Europa.

La política monetaria no convencional seguida por el Banco Central Europeo (BCE) en el

periodo 2010-2017 se refleja en el comportamiento de d . Cabe mencionar que, además de los mecanismos de provisión de liquidez, el BCE pasó a imponer tasas de interés negativas en sus cuentas de depósito con los bancos comerciales. Esto, a su vez, puede estar provocando una tendencia al alza a partir de 2014 y alcanzando su punto máximo alrededor del momento de la votación del “Brexit”. Al igual que en el caso de la paridad GBP-USD, la mayoría de los valores de d después de 2007 no son negativos.

Paridad Dólar Estadounidense-Peso Mexicano

A diferencia de la GBP o el EUR, el MXN no se considera una “moneda de reserva”. Sin embargo, es la segunda moneda más comercializada de los mercados emergentes según los datos del BIS (2016) y ocupó el primer lugar en la evaluación anterior en 2013. La Figura 3 muestra que, al igual que la GBP y el EUR, el comportamiento de d para el MXN solo se vio alterado en julio de 2007. Las mayores desviaciones con respecto a la CIP, en valor absoluto, se registran durante la GFC, pero el programa de swaps de divisas implementado por la Reserva Federal contribuyó a estabilizar d durante 2009. Las desviaciones se mantuvieron positivas durante y después de 2010 con picos locales sobre la crisis de la deuda griega mencionada anteriormente.

El MXN ha experimentado varios choques durante y después de la GFC. Entre ellos se encuentran el “Taper-tantrum” a mediados de 2013, la caída de los precios del petróleo en la segunda mitad de 2014, y la incertidumbre en torno a las condiciones comerciales prevalecientes con Estados Unidos y Canadá, siendo esta última derivada de la campaña para las elecciones presidenciales de Estados Unidos. Es notable que haya vuelto a los niveles teóricos desde 2016, con un segundo pico local a finales de 2016. El retorno a los niveles predichos por la teoría es notable cuando se compara con los casos de la GBP y el EUR, donde d parece estar divergiendo de cero.

3. Análisis Econométrico

Esta sección describe el enfoque econométrico que se utiliza para estimar w_t . Primero, se provee una motivación para tratar las desviaciones con respecto a la CIP dentro de la banda neutral como un proceso de Martingale. De hecho, esto último debería servir como punto de referencia para la validez de la estimación. A continuación, se introducen los modelos dinámicos para estimar w_t . Una discusión sobre los resultados de la estimación y la evaluación del modelo concluye la sección.

3.1. Dinámica dentro de la Banda Neutral

Como se discutió en la Sección 2.1, el arbitraje es la actividad subyacente que corrige las desviaciones con respecto a la CIP. Sin embargo, los datos rara vez satisfacen exactamente (2.1), como se muestra en las Figuras 1-3. Por lo tanto, el enfoque aquí es estimar b_U y b_L (es decir, w) definidos en la Sección 2. Para disciplinar la dinámica del proceso de las desviaciones con respecto a la CIP, d , nótese que el arbitraje unidireccional prevalecerá independientemente del nivel de la desviación, mientras que el arbitraje bidireccional solo se activará en el periodo t si $d_t > b_{U,t|t-1}$ o $d_t < b_{L,t|t-1}$ a partir de (2.6). Por lo tanto, como argumenta Deardorff (1979), la dinámica de d dentro de w está determinada principalmente por el arbitraje unidireccional.

Desde la teoría de precios de activos, a su vez, si d es un proceso de Martingale (es decir, el valor esperado de d_t condicionado a la información disponible en el periodo s , con $s \leq t$, es d_s) entonces existe una medida de Martingale y, por lo tanto, el mercado para d está libre de arbitraje.⁶ En caso de que este último se satisfaga, los datos no objetarían la validez de la estimación de w . Aquí radica la principal diferencia entre este trabajo y el de Peel y Taylor (2002). En lugar de probar si $b_{U,t|t-1} < d_t < b_{L,t|t-1}$, para valores dados (y fijos) de $b_{U,t|t-1}$ y $b_{L,t|t-1}$, la atención aquí se centra en determinar si la mayoría de las observaciones son replicables con un modelo de un proceso de Martingale.

3.2. Los Modelos

Para determinar si d puede ser replicado por un modelo de un proceso de Martingale, la bondad del ajuste se evalúa estimando la distribución predictiva posterior de los datos. Entonces, w viene dada por b_U y b_L , los cuales, a su vez, se estiman como los cuantiles $q = 0,025$ y $1 - q$, respectivamente, del pronóstico de densidad “un paso adelante” para d , $\hat{p}(d_t|\mathcal{F}_{t-1})$. Además, b_U y b_L son variables en el tiempo, lo que permite racionalizar que las restricciones sobre el arbitraje se actualicen con frecuencia en respuesta a la evolución de los mercados financieros, presumiblemente en cada periodo t .

Dos modelos populares utilizados para parametrizar un proceso de Martingale, son el modelo de nivel local (LLM) y el modelo de volatilidad estocástica (SV) que, a su vez, son aproximaciones discretas de Euler a los procesos representados por las ecuaciones diferen-

⁶En particular, si el mercado está libre de arbitraje, entonces existe una medida de Martingale con probabilidades positivas del Teorema 6.2 en Cvitanic y Zapatero (2004), página 193. Por un argumento contra-positivo, si el proceso no es una Martingale, entonces no existe una medida de Martingale relevante, por lo tanto, el mercado no está libre de arbitraje. La definición de medida de Martingale se encuentra en la página 189 de la misma referencia.

ciales estocásticas. El LLM tiene la atractiva característica de basarse en un número muy pequeño de parámetros, mientras que el SV es capaz de representar una gran clase de procesos de Martingale, como se discute en Shephard (2013). Estos modelos son medios para obtener $\widehat{p}(d_t|\mathcal{F}_{t-1})$. El LLM se describe en detalle en West y Harrison (2006) y se indica como

$$y_t = m_t + \sigma_u u_t, \quad (3.1)$$

$$m_t = m_{t-1} + \sigma_\nu \nu_t, \quad (3.2)$$

donde (3.1) es la ecuación de observación, y (3.2) es la ecuación de estado, y donde y_t es la primera diferencia de d_t , $(u_t, \nu_t)'$ es un vector 2×1 de variables aleatorias gaussianas estándar iid. Los objetos a estimar son el vector del parámetro $\psi = (\sigma_u, \sigma_\nu)'$, y el proceso latente para la media variable en el tiempo m .

El SV, descrito en detalle en Kim, Shephard y Chib (1998), viene dado por

$$y_t = \exp(h_t/2) \varepsilon_t, \quad (3.3)$$

$$h_t = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + \sigma_\eta \eta_t, \quad (3.4)$$

donde (3.3) es la ecuación de observación, (3.4) es la ecuación de estado, h es la (log) varianza condicional variable en el tiempo, y $(\varepsilon_t, \eta_t)'$ es un vector 2×1 de variables aleatorias gaussianas estándar iid. Dentro del SV el proceso de varianza condicional se modela como un proceso autorregresivo de primer orden con media μ . La reversión a la media de la varianza es un hecho establecido en las variables financieras. Además, se supone que este proceso es estacionario, es decir, $0 < \phi < 1$. Los objetos a estimar en el modelo SV son el vector 3×1 de parámetros $\theta = (\mu, \phi, \sigma_\eta)'$, y el proceso latente para la (log) varianza condicional variable en el tiempo, h . Nótese que los supuestos implican una simetría de la banda neutral, pero esta puede ser relajada.

El modelo utilizado para estimar w en la literatura es el modelo autorregresivo de umbral (TAR) de Tong (1990) y Granger y Teräsvirta (1993), por lo tanto, el candidato natural para un modelo de referencia. El TAR puede ser indicado como,

$$d_t = \begin{cases} \alpha_m + \rho_m d_{t-1} + \sigma_\epsilon \epsilon_t & \text{si } \kappa_L < d_{t-1} < \kappa_U, \\ \alpha_u + \rho_u d_{t-1} + \sigma_\epsilon \epsilon_t & \text{si } d_{t-1} \geq \kappa_U, \\ \alpha_l + \rho_l d_{t-1} + \sigma_\epsilon \epsilon_t & \text{si } d_{t-1} \leq \kappa_L, \end{cases} \quad (3.5)$$

donde κ_U y κ_L son los niveles estimados del umbral superior e inferior, ϵ_t es una variable aleatoria normal estándar, y $(\alpha_j, \rho_j, \sigma_\epsilon)'$ es un vector de parámetros para los regímenes medio, superior e inferior en (3.5). Nótese que el proceso de Martingale surge como un caso particular cuando $(\alpha_m, \rho_m, \sigma_\epsilon)' = (0, 1, \sigma_\epsilon)'$.

La función del pronóstico de densidad asociada a LLM, SV y TAR es Gaussiana. Por lo tanto, se necesitan estimaciones de la media y la varianza del pronóstico. Estos objetos se definen por

$$\hat{p}(d_t|\mathcal{F}_{t-1}) = \mathcal{N}(d_{t|t-1}, V_{t|t-1}), \quad (3.6)$$

$$d_{t|t-1} = E(y_t|\mathcal{F}_{t-1}) + d_{t-1}, \quad (3.7)$$

$$V_{t|t-1} = \text{Var}(y_t|\mathcal{F}_{t-1}). \quad (3.8)$$

Dado que el resultado del TAR depende de las estimaciones de $\kappa \in \{\kappa_U, \kappa_L\}$ y se estima en niveles, los momentos de la función del pronóstico de densidad son indexados por $d_{t|t-1, \kappa}$ y $V_{t|t-1, \kappa}$.

3.3. Estimaciones

La estimación se realiza utilizando una muestra de ventana expandida para tener en cuenta la característica de tiempo real de b_U y b_L . La muestra de prueba va desde el 7 de enero de 2003 hasta el 30 de noviembre de 2004, 100 observaciones en total. Cabe destacar que no se registró ningún evento que causara estrés financiero durante este periodo. Dado que la inferencia se realiza mediante el pronóstico de densidad definido en (3.6), se requieren estimaciones de ψ , m , θ y h . A su vez, nótese que los simuladores posteriores que se detallan a continuación producen secuencias ergódicas $\{\psi^{(j)}, m^{(j)}\}_{j=1}^M$, $\{\theta^{(j)}, h^{(j)}\}_{j=1}^M$ para cada muestra de la ventana expandida. A continuación se presenta un análisis de cada modelo y los algoritmos de estimación.

LLM-MLE

Las estimaciones de Máxima Verosimilitud para el LLM (LLM-MLE) descritas en las expresiones (3.1)-(3.2) son un punto de partida natural para estimar un proceso variable en el tiempo como w . Es sencillo, en términos de demandas de cálculos, y la naturaleza recursiva del Filtro de Kalman permite incluir actualizaciones de información y errores de pronóstico en pronósticos subsecuentes. Dado que el resultado es una *estimación puntual* de los parámetros y del proceso implícito, por lo tanto, trivialmente ergódico, los resultados obtenidos no reflejan completamente la incertidumbre en torno a la estimación.⁷ Los pasos para obtener la

⁷Las pruebas de especificación para los modelos LLM-MLE están restringidas al estadístico Ljung-Box Q , ya que la correlación serial es la única violación relevante de los supuestos para la inferencia. Esto último, en vista del número relativamente grande de observaciones con respecto al número de parámetros estimados. La prueba sugiere que los residuos asociados con la relación MXN-USD son la única correlación serial que se muestra.

estimación de w y la probabilidad son los siguientes:

1. Definir la muestra de prueba $t = 1, \dots, t_0 = 100$.
2. Obtener las estimaciones puntuales MLE de ψ y m usando el paquete *dlm* de R proporcionado por Petris (2010).
3. Aplicar el filtro Kalman usando el paquete *dlm*, con ψ del paso anterior. Guardar el valor predicho $d_{t|t-1}$ y su varianza $V_{t|t-1}$ definida en (3.7) y (3.8).
4. Estimar $\hat{p}(d_t|\mathcal{F}_{t-1})$ mediante la obtención de sorteos, $d_{t|t-1}^{(j)}$, a partir de $\mathcal{N}(d_{t|t-1}, V_{t|t-1})$, $j = 1, \dots, M$, con $M = 10^4$.
5. Calcular la probabilidad log de la siguiente observación contenida en la distribución del pronóstico como $LPL_t = 1/M \sum_{j=1}^M \ln \hat{p}(d_t|d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}, \mathcal{F}_{t-1})$.
6. Definir $b_{U,t|t-1}, b_{L,t|t-1}$ como los cuantiles 0,975 y 0,025 de (3.6), respectivamente, y $w_{t|t-1} = b_{U,t|t-1} - b_{L,t|t-1}$.
7. Añadir una observación a t_0 y volver a 2.

Repetir los pasos hasta que $t = n - 1$.

LLM-Bayesiano

Las estimaciones bayesianas para el LLM (LLM-Bayesiano) descritas en las expresiones (3.1)-(3.2) se obtienen a través de Gibbs-Sampling. Al igual que en el caso del LLM-MLE, esta estimación posee las ventajas de ser relativamente parsimoniosa y aquellas inherentes a las recursiones del filtro de Kalman. Sin embargo, a diferencia del MLE, este algoritmo es capaz de considerar la incertidumbre en torno a las estimaciones de ψ y m , ya que el resultado es su distribución posterior. El costo incurrido viene en forma de demandas de cálculo. La distribución previa (difusa) para los elementos de ψ es Gamma-Inversa con hiperparámetros 2 y 0.0001, denotado como $\psi \sim \mathcal{IG}(2, 0.0001)$.⁸ Cabe señalar que el tamaño de la muestra garantiza que la función de probabilidad (o distribución de la muestra) dominará los resultados, a diferencia de las estimaciones en las que las distribuciones previas son muy relevantes en vista de una muestra pequeña. Los pasos para obtener la estimación de w y la probabilidad son los siguientes:

⁸La inspección gráfica de la distribución posterior de cada elemento de ψ muestra que las cadenas se mezclan relativamente bien, la correlación serial es no significativa más allá del 5to sorteo y las distribuciones son unimodales.

1. Definir la muestra de prueba $t = 1, \dots, t_0 = 100$.
2. Obtener la distribución posterior de ψ y m utilizando el paquete *dln* de R proporcionado por Petris (2010) y el Forward-Filter-Backward-Sampling (FFBS) de Carter y Kohn (1994) y detallado en Shumway y Stoffer (2017). Nótese que esto está dado por $\{\psi^{(j)}\}_{j=1}^M$ con $M = 10^4$ y una muestra de desgaste de 10^3 . Una muestra de desgaste relativamente pequeña puede ser suficiente para evitar los efectos de las condiciones iniciales siempre y cuando las distribuciones involucradas en la estimación no sean multimodales, como lo sugieren Gelman y col. (2013).
3. Aplicar el filtro Kalman usando el paquete *dln*, con cada $\psi^{(j)}$ del paso anterior. Guardar el valor predicho $d_{t|t-1}^{(j)}$ y su varianza $V_{t|t-1}^{(j)}$ definida en (3.7) y (3.8).
4. Estimar $\hat{p}(d_t|\mathcal{F}_{t-1})$ obteniendo un sorteo de $\mathcal{N}(d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}^{(j)})$ para cada j .
5. Calcular la probabilidad log de la siguiente observación contenida en la distribución del pronóstico como $LPL_t = 1/M \sum_{j=1}^M \ln \hat{p}(d_t|d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}^{(j)}, \mathcal{F}_{t-1})$.
6. Definir $b_{U,t|t-1}, b_{L,t|t-1}$ como los cuantiles 0,975 y 0,025 de (3.6), respectivamente, y $w_{t|t-1} = b_{U,t|t-1} - b_{L,t|t-1}$.
7. Añadir una observación a t_0 y regresar a 2.

Repetir los pasos hasta que $t = n - 1$.

SV-FFBS

El SV-FFBS es el SV descrito en las expresiones (3.3)-(3.4) y se estima a través de los métodos Monte Carlo usando Cadenas de Markov (MCMC) propuestos por Kim, Shephard y Chib (1998), utilizando las mismas distribuciones previas difusas y los mismos hiperparámetros. En particular, las distribuciones previas están dadas por $\sigma_\eta^2 \sim \mathcal{IG}(5, 0.05)$; $\phi \sim \mathcal{B}(20, 1.5)$ (la distribución Beta); y $\mu \sim \mathcal{N}(0, 10)$.⁹ Las distribuciones previas y los hiperparámetros se eligen para garantizar que $\sigma_\eta^2 > 0$ y $\phi \in (-1, 1)$.¹⁰ Para obtener la densidad del pronóstico se utilizan series suavizadas para la volatilidad estimada a través de FFBS. Una ventaja de

⁹Cada elemento de θ muestra que las cadenas se mezclan bien. Además, la correlación serial no es significativa y las distribuciones posteriores son unimodales.

¹⁰El espacio de parámetros para ϕ está limitado para garantizar que el proceso de volatilidad sea estacionario, como sugiere la teoría. Esto es análogo a los supuestos de las estimaciones de los parámetros requeridos para la estacionariedad en los modelos de GARCH(1,1) en este sentido.

modelar la volatilidad como un proceso (estocástico) que varía en el tiempo es la capacidad del modelo de identificar periodos de alta incertidumbre. Una advertencia de este método para producir pronósticos es que cada vez que se recoge una nueva observación, se debe implementar el MCMC para obtener la distribución posterior de h . Los pasos para obtener la estimación de w y la probabilidad son los siguientes:

1. Definir la muestra de prueba $t = 1, \dots, t_0 = 100$.
2. Obtener estimaciones para las distribuciones posteriores de θ y h , utilizando el paquete *stochvol* de R proporcionado por Kastner (2016). Nótese que esto está dado por $\{\theta^{(j)}\}_{j=1}^M$ y $\{h_t^{(j)}\}_{j=1}^M$ con $M = 10^4$, una muestra de desgaste de 10^3 , y $t = 1, \dots, t_0$.
3. Estimar $\hat{p}(d_t | \mathcal{F}_{t-1})$ obteniendo un sorteo de $\mathcal{N}(d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}^{(j)})$ para cada j :
 - a) Calcular $h_{t|t-1}^{(j)} = \mu^{(j)} + \phi^{(j)}(h_{t-1}^{(j)} - \mu^{(j)}) + \sigma_\eta^{(j)}\eta_t$, donde η_t es un sorteo de $\mathcal{N}(0, 1)$.
 - b) Calcular $d_{t|t-1}^{(j)} = y_{t|t-1}^{(j)} + d_{t-1}$, donde $y_{t|t-1}^{(j)} = \sqrt{V_{t|t-1}^{(j)}}\varepsilon_t$, $V_{t|t-1}^{(j)} = \exp(h_{t|t-1}^{(j)})$ y ε_t es un sorteo de $\mathcal{N}(0, 1)$, definido en (3.7) y (3.8).
4. Calcular la probabilidad log de la siguiente observación contenida en la distribución del pronóstico como $LPL_t = 1/M \sum_{j=1}^M \ln \hat{p}(d_t | d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}^{(j)}, \mathcal{F}_{t-1})$.
5. Definir $b_{U,t|t-1}, b_{L,t|t-1}$ como los cuantiles 0,975 y 0,025 de (3.6), respectivamente, y $w_{t|t-1} = b_{U,t|t-1} - b_{L,t|t-1}$.
6. Añadir una observación a t_0 y regresar a 2.

Repetir los pasos hasta que $t = n - 1$.

SV-APF

El SV-APF también se describe en las expresiones (3.3)-(3.4) y se estima a través de los métodos MCMC como en el caso del SV-FFBS usando las mismas distribuciones previas e hiperparámetros. La distribución posterior de h se obtiene utilizando el Filtro Auxiliar de Partículas (APF) propuesto por Pitt y Shephard (1999). Esta metodología también posee las ventajas inherentes a la modelización de la volatilidad como proceso variable en el tiempo. A diferencia del SV-FFBS, el SV-APF es capaz de acomodar más eficientemente la incorporación de nueva información ya que sólo se basa en la última estimación de la volatilidad. Esto

se debe a las recursiones hacia adelante del APF. Los pasos para obtener la estimación de w y la probabilidad son los siguientes:

1. Definir la muestra de prueba $t = 1, \dots, t_0 = 100$.
2. Obtener estimaciones para la distribución posterior de θ usando el paquete *stochvol* de R proporcionado por Kastner (2016). Nótese que esto está dado por $\{\theta^{(j)}\}_{j=1}^M$ con $M = 10^4$, una muestra de desgaste de 10^3 , y $t = 1, \dots, t_0$. Calcular la media posterior de cada parámetro, obteniendo $\bar{\theta}$.
3. Fijar los parámetros en $\bar{\theta}$, aplicar el APF y obtener $\{h_t^{(j)}\}_{j=1}^M$ con $M = 10^4$, y $t = 1, \dots, t_0$.
4. Estimar $\hat{p}(d_t | \mathcal{F}_{t-1})$ obteniendo un sorteo de $\mathcal{N}(d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}^{(j)})$ para cada j :
 - a) Calcular $h_{t|t-1}^{(j)} = \mu^{(j)} + \phi^{(j)}(h_{t-1}^{(j)} - \mu^{(j)}) + \sigma_\eta^{(j)}\eta_t$, donde η_t es un sorteo de $\mathcal{N}(0, 1)$.
 - b) Calcular $d_{t|t-1}^{(j)} = y_{t|t-1}^{(j)} + d_{t-1}$, donde $y_{t|t-1}^{(j)} = \sqrt{V_{t|t-1}^{(j)}}\varepsilon_t$, $V_{t|t-1}^{(j)} = \exp(h_{t|t-1}^{(j)})$ y ε_t es un sorteo de $\mathcal{N}(0, 1)$ definido en (3.7) y (3.8).
5. Calcular la probabilidad log de la siguiente observación contenida en la distribución del pronóstico como $LPL_t = 1/M \sum_{j=1}^M \ln \hat{p}(d_t | d_{t|t-1}^{(j)}, V_{t|t-1}^{(j)}, \mathcal{F}_{t-1})$.
6. Definir $b_{U,t|t-1}, b_{L,t|t-1}$ como los cuantiles 0,975 y 0,025 de (3.6), respectivamente, y $w_{t|t-1} = b_{U,t|t-1} - b_{L,t|t-1}$.
7. Añadir una observación a t_0 y regresar a 2.

Repetir los pasos hasta que $t = n - 1$.

TAR

El TAR se estima por mínimos cuadrados no lineales (NLLS), como se explica en Peel y Taylor (2002). Como se ha mencionado anteriormente, este es el modelo que se ha utilizado para obtener una estimación econométrica de w . Por lo tanto, es un punto de referencia natural para evaluar los resultados del conjunto de modelos descritos anteriormente. Nótese que este modelo se estima en niveles con un componente autorregresivo de orden 1 para replicar

los resultados anteriores en la literatura.¹¹ Los pasos para obtener la estimación de w y la probabilidad son los siguientes:

1. Definir la muestra de prueba $t = 1, \dots, t_0 = 100$.
2. Obtener las estimaciones puntuales NLLS de $(\alpha_i, \rho_i, \sigma_\epsilon, \kappa)'$ usando el paquete *tsDyn* de R proporcionado por Di Narzo, Aznarte y Stigler (2012). Aquí $i \in \{m, u, l\}$ como en (3.5).
3. Obtener el pronóstico “un paso adelante” $d_{t|t-1, \kappa}$ y su varianza $V_{t|t-1, \kappa}$, definida en (3.7) y (3.8).
4. Estimar $\hat{p}(d_t | \mathcal{F}_{t-1})$ obteniendo sorteos, $d_{t|t-1, \kappa}^{(j)}$, a partir de $\mathcal{N}(d_{t|t-1, \kappa}, V_{t|t-1, \kappa})$, $j = 1, \dots, M$, con $M = 10^4$.
5. Calcular la probabilidad log de la siguiente observación contenida en la distribución del pronóstico como $LPL_{t_0} = 1/M \sum_{j=1}^M \ln \hat{p}(d_t | d_{t|t-1, \kappa}^{(j)}, V_{t|t-1, \kappa}, \mathcal{F}_{t-1})$.
6. Definir $b_{U, t|t-1}, b_{L, t|t-1}$ como los cuantiles 0,975 y 0,025 de (3.6), respectivamente, y $w_{t|t-1} = b_{U, t|t-1} - b_{L, t|t-1}$.
7. Añadir una observación a t_0 y regresar a 2

Repetir los pasos hasta que $t = n - 1$.

3.4. Resultados

Las características generales de cada tipo de modelo son inmediatamente aparentes en las estimaciones de w de manera generalizada. En particular, las estimaciones obtenidas de los modelos LLM y TAR son altamente persistentes. Como se discute más adelante para cada relación, esto es difícil de reconciliar tanto con la teoría como con los eventos de estrés financiero observados en la muestra, ya sean globales o idiosincrásicos. A su vez, las estimaciones de los modelos SV pueden reflejar el aumento de los costos de transacción y los riesgos asociados a los eventos de estrés financiero. Además, estas estimaciones apuntan a oportunidades de arbitraje que se dispersan a lo largo del tiempo, lo que implica la presencia de un arbitraje tanto unidireccional como bidireccional. La agrupación de las oportunidades

¹¹En lo que respecta a las pruebas de especificación, el estadístico Q de Ljung-Box para toda la muestra sugiere que sólo la relación GBP-USD no satisface el supuesto de no correlación serial. Sin embargo, esta combinación de modelo es la única que se encuentra en la literatura.

de arbitraje sugeridas por los modelos LLM y TAR son inverosímiles de acuerdo con la teoría de arbitraje unidireccional y los supuestos razonables sobre los trabajos de los mercados de divisas. Finalmente, la persistencia y la amplitud de las estimaciones de w de los modelos LLM y TAR se deben a sus inherentes estimaciones de varianza estática.¹²

Paridad Dólar Estadounidense-Libra Esterlina

Los resultados muestran que las estimaciones de w para la paridad GBP-USD obtenidas de los LLM y el TAR son notablemente amplias. Estos se muestran en la columna izquierda de la Figura 4, junto con d .¹³ De hecho, los valores observados de d_t en el periodo t fuera de $w_{t|t-1}$ (marcados con una línea vertical) se agrupan alrededor de la GFC (filas 1, 2 y 5). Esto está en discordancia con la literatura estudiada, que ha documentado aumentos en la incertidumbre y en los costos de transacción en la última parte de la muestra. Además, la paridad GBP-USD experimentó episodios de estrés financiero considerables durante el referéndum del “Brexit” a mediados de 2016. Estos modelos no reconocen este último como un periodo en el que w aumente.

Los valores observados de d_t fuera de $w_{t|t-1}$ obtenidos a partir de los modelos SV, a su vez, parecen efímeros ya que están más dispersos en el tiempo. La magnitud de la estimación de w también refleja el estrés financiero originado en Europa a finales de 2010 y los eventos del “Brexit” en junio de 2016, además de la GFC. La serie de tiempo estimada para w se muestra en la columna derecha de la Figura 4, y un resumen se presenta en la Tabla 1. Como en la sección 2.2, para facilitar la exposición, la Tabla presenta el rango de valores para w en los periodos antes, durante y después de la GFC.

En particular, los resultados relacionados con el periodo anterior a la GFC, de diciembre de 2004 a junio de 2007, apuntan a estimaciones más elevadas relativamente similares para w , alrededor de 12 puntos base, con la excepción del SV-FFBS. Las estimaciones más bajas son similares sólo dentro de las clases de modelos. Las estimaciones de los LLM y el TAR son de alrededor de 10 puntos base, mientras que las de los SV son de alrededor de 5 puntos base. Durante la GFC en el periodo de junio de 2007 a diciembre de 2009, el valor más bajo estimado de w es muy similar entre los modelos, alrededor de nueve puntos base. El valor más alto, sin embargo, es nuevamente similar sólo dentro de las clases de modelos. Las estimaciones de los LLM y el TAR son de alrededor de 56 puntos base, mientras que las de los SV están por encima de 350 puntos base, por lo que tienen un rango más amplio.

¹²Los resultados no cambian si d se calcula utilizando bonos soberanos. Estos se incluyen en el Apéndice.

¹³Las Figuras 10-12 muestran la submuestra 2014-2017.

Las estimaciones para el periodo posterior a la GFC también muestran que, dentro de las clases de modelos, los resultados son similares. Es interesante que las estimaciones máximas de los LLM y el TAR son muy similares a las obtenidas para el periodo durante la GFC en un rango de 35-54 puntos base. Esto último sugeriría que la incertidumbre y los costos de transacción son similares a los que prevalecían en el punto álgido de la crisis. A su vez, los modelos SV estiman un rango de 2-58 puntos base, más alto que antes de la GFC, pero nada cercano a los picos alcanzados entonces.

Las estimaciones previas de la banda neutral para la paridad GBP-USD se describieron en la sección anterior de la revisión de la literatura. Los resultados obtenidos para el periodo antes de la GFC son similares. En particular, los modelos SV, que estiman un ancho de banda neutral de un mínimo de 5 y un máximo de 22 puntos base, son similares a Taylor (1987) y Clinton (1988) y más pequeños que Frenkel y Levich (1975, 1977). Las w estimadas en estos trabajos, y en el presente trabajo, están muy por debajo de las estimaciones iniciales de Keynes y Enzig, en línea con el desarrollo de los mercados relevantes y la tecnología de la comunicación.

Modelo/Periodo	Antes GFC (Dic04-Ene07)	Durante GFC (Jun07-Dic09)	Posterior GFC (Ene10-Dic17)
LLM-MLE	10-12	10-57	37-53
LLM-Bayesiano	11-14	11-58	38-54
SV-FFBS	5-22	8-356	2-52
SV-APF	6-16	9-558	2-69
TAR	9-11	9-54	35-51

Tabla 1: Rango estimado para w en puntos base en el mercado de divisas GBP-USD en cada periodo. Fuente: Estimaciones propias.

Paridad Dólar Estadounidense-Euro

Las estimaciones de w para la paridad EUR-USD se muestran en la columna izquierda de la Figura 5 junto con la medición de d . Al igual que en las estimaciones de la paridad GBP-USD, los LLM y el TAR arrojan estimaciones considerablemente más amplias que las obtenidas de los SV. Notablemente, todos los modelos reconocen la crisis de la deuda soberana experimentada en Europa durante 2010 y que alcanzó su punto máximo en el último trimestre de 2012. Sin embargo, los LLM y el TAR solo sugieren oportunidades de arbitraje durante episodios de considerable estrés financiero.

A diferencia de los resultados de los SV, existe una agrupación de las medidas d fuera de w por los LLM y el TAR. Esto sugiere que las oportunidades de arbitraje son de larga duración,

una característica que es difícil de reconciliar con la realidad. Las magnitudes estimadas de w se muestran en la Figura 5, columna derecha. Las estimaciones de los LLM y el TAR son bastante persistentes, a diferencia de las obtenidas de los SV. Esto, a su vez, revela que, al igual que en el análisis de la paridad GBP-USD, los LLM y el TAR no tienen en cuenta plenamente los cambios en los costos de transacción o la incertidumbre. Las estimaciones de w producidas por los SV parecen seguir de cerca los episodios de mayor tensión en los mercados financieros. Esto último se confirma por el rango de estimaciones presentadas en la Tabla 2.

Los resultados sugieren que las estimaciones más altas de los LLM y el TAR durante y posterior a la GFC son notablemente similares, alrededor de 60 puntos base. Pero esto sugiere que, entre 2010 y 2017, el mercado de divisas para EUR-USD estuvo sujeto a un estrés financiero similar a la del pico de la GFC. Esto último está en discordancia con los resultados de la literatura estudiada y los niveles extraordinariamente bajos de las tasas de interés en las economías avanzadas.

Por el contrario, las estimaciones de w más altas producidas por los SV se reducen de 363 a 104 puntos base, lo que sigue reflejando un alto grado de estrés financiero relacionado con la crisis de la deuda soberana, pero considerablemente menor que el experimentado durante la GFC. Desafortunadamente, no hay estimaciones de la banda neutral para la paridad EUR-USD, por lo que no es posible comparar directamente estos resultados.

Modelo/Periodo	Antes GFC (Dic04-Jun07)	Durante GFC (Jun07-Dic09)	Posterior GFC (Ene10-Dic17)
LLM-MLE	7-8	7-60	42-56
LLM-Bayesiano	10-11	10-62	42-58
SV-FFBS	5-14	7-363	5-121
SV-APF	7-12	8-253	5-107
TAR	8-9	8-56	40-53

Tabla 2: Rango estimado para w en puntos base en el mercado de divisas EUR-USD en cada periodo. Fuente: Estimaciones propias.

Paridad Dólar Estadounidense - Peso Mexicano

En la columna izquierda de la Figura 6 es aparente que las observaciones de d fuera de w para la paridad MXN-USD, reflejan dos choques financieros globales durante los periodos 2007-2009 y el último trimestre de 2010. Además, todos los modelos sugieren oportunidades de arbitraje alrededor de finales de noviembre de 2016, posiblemente asociadas con la campaña de la elección presidencial en Estados Unidos.

Además de estos episodios, los modelos SV identifican oportunidades de arbitraje durante el referéndum del Brexit a mediados de 2016, y el “tapper tantrum” a mediados de 2013. Al igual que en las estimaciones de la GBP-USD y el EUR-USD, los LLM y el TAR estiman persistentemente grandes w con oportunidades de arbitraje aparentes agrupadas, mientras que los SV son capaces de dar cabida a episodios de incertidumbre y sugerir oportunidades de arbitraje dispersas. Además, los modelos SV replican tanto el estrés financiero asociado a la depreciación real del MXN después de la caída de los precios del petróleo en 2014, como la incertidumbre sobre el resultado del renovado acuerdo comercial con Estados Unidos y Canadá a mediados de 2017.

En la Figura 6, columna derecha, se muestran las magnitudes de w y en la Tabla 3 el rango de valores para los tres sub-periodos, como en las paridades GBP- y EUR-USD. Las estimaciones máximas de los SV de w durante la GFC son por lo menos 300 puntos base más grandes que las del periodo 2010-2017, de 846 a 324 puntos base. Los rangos para los LLM y el TAR son notablemente similares en los periodos posteriores a la GFC, como en los casos anteriores. Desafortunadamente, como en el caso de la paridad EUR-USD, no hay estimaciones previas de la banda neutral para la comparación.

Modelo/Periodo	Antes GFC (Dic04-Jun07)	Durante GFC (Jun07-Dic09)	Posterior GFC (Ene10-Dic17)
LLM-MLE	71-96	68-148	108-141
LLM-Bayesiano	71-97	68-151	109-143
SV-FFBS	17-125	22-846	30-331
SV-APF	28-96	28-711	36-370
TAR	63-83	60-145	103-137

Tabla 3: Rango estimado para w en puntos base en el mercado de divisas MXN-USD en cada periodo. Fuente: Estimaciones propias.

3.5. Evaluación del Modelo

Se demostró que, en general, los modelos de media variable en el tiempo y varianza constante sugieren una banda neutral que es aparentemente amplia en toda la muestra. El lado positivo en términos de manejo del riesgo de estas estimaciones es que pueden proporcionar una w más conservadora. Sin embargo, esto conlleva un gran costo de oportunidad en términos de oportunidades perdidas de arbitraje. Además, esto último se obtiene a costa de no reconocer los periodos de estrés financiero, lo que debería reflejarse en incrementos de w .¹⁴ Por el

¹⁴En línea con las pobres propiedades de predicción documentadas de los modelos TAR, por ejemplo, en Dacco y Satchell (1999).

contrario, los modelos de varianza que varían en el tiempo son capaces de dar cuenta de los cambios en la incertidumbre y proporcionan una w más estrecha y menos persistente. Como ya se había discutido, esto es consistente con las oportunidades de arbitraje de corta duración.

Probabilidad Predictiva Log Acumulada

Para lograr un equilibrio entre tener una w conservadora, sin sacrificar la precisión en cuanto a la identificación de los periodos de estrés financiero, se realiza una evaluación en la muestra y una evaluación del pronóstico de densidad con los métodos sugeridos por Geweke y Amisano (2010). Ambas evaluaciones se basan en el cálculo de la probabilidad predictiva log acumulada. Recuerdese LPL_t de la Sección 3.3, y defina

$$CLPL_t = \sum_{j=t_0}^t LPL_j, \quad t = t_0, \dots, n.$$

Los resultados de la evaluación en la muestra se encuentran en la Tabla 4, que muestra el $CLPL_n$ para cada combinación de modelo-moneda.¹⁵ Las características notables inmediatas son, en primer lugar, que en todas las paridades el mejor modelo es el SV-APF. En segundo lugar, el siguiente mejor modelo es el LLM-Bayesiano para las paridades GBP-USD y EUR-USD, mientras que el SV-FFBS es el segundo mejor modelo para la paridad MXN-USD. En tercer lugar, el TAR utilizado anteriormente en la literatura es considerablemente inferior en términos de ajuste de los datos. Finalmente, los resultados sugieren que la consideración de la incertidumbre en torno a los parámetros estimados y el proceso latente juega un papel importante en el ajuste de los datos, como se refleja en el hecho de que predominan los modelos estimados por los métodos MCMC.

	GBP-USD	EUR-USD	MXN-USD
LLM-MLE	56.70556	-256.0021	-491.635
LLM-Bayesiano	306.6930+	251.1586+	-418.3470
SV-FFBS	223.1345	19.93174	-271.9914+
SV-APF	529.8467*	413.4730*	-174.0033*
TAR	-2810.025	-4409.585	-3766.946

Tabla 4: $CLPL_n$. * Se refiere a la combinación con mayor probabilidad. + Es la segunda más alta. Fuente: Estimaciones propias.

Log-Score

La evaluación del pronóstico de densidad se realiza a través de un estadístico log-score, LS_t . Como se detalla en Geweke y Amisano (2010), la comparación del pronóstico de densidad es

¹⁵La Tabla 7 del Apéndice muestra los resultados para el caso de las tasas soberanas.

factible independientemente del procedimiento de inferencia, siempre y cuando se recupere una serie temporal para el $CLPL_t$. Dado que la comparación es por pares, se realiza una evaluación de dos pasos para cada mercado de divisas siguiendo estos autores. Defínase

$$LS_t^{\mathcal{M}} = CLPL_t^{\mathcal{M}} - CLPL_t^{TAR}. \quad (3.9)$$

$$LS_t^* = CLPL_t^{(1)} - CLPL_t^{(2)}. \quad (3.10)$$

donde $\mathcal{M} \in \{\text{LLM-MLE, LLM-Bayesiano, SV-FFBS, SV-APF}\}$ y $CLPL_t^{(i)}$ es el log-score predictivo acumulado correspondiente al modelo con el i -ésimo $CLPL_n$ más alto. En el primer paso, se realiza una comparación basada en el $CLPL_n$, y $\{LS_t^{\mathcal{M}}\}_{t=t_0}^n$ calculado en (3.9). En el segundo paso, se comparan los dos modelos con el $CLPL_n$ más alto utilizando $\{LS_t^*\}_{t=t_0}^n$ calculado con (3.10).

Los resultados para la paridad GBP-USD como se muestra en las filas 1 y 2 en la Figura 7 corresponden al primer paso. Estos sugieren que ambas parametrizaciones de Martingale superan al modelo TAR en términos de pronósticos de densidad en toda la muestra, ya que $LS_t^{\mathcal{M}}$ es positivo para todas las t y tiene una pendiente positiva. En particular, el pico en $\{LS_t^{\mathcal{M}}\}_{t=t_0}^n$ alrededor de la GFC, sugiere que tanto los LLM como los SV son más capaces de explicar las tensiones financieras en la paridad GBP-USD. La última fila de la Figura 7 muestra la comparación entre el LLM-Bayesiano y el SV-APF. Este último arroja mejores pronósticos de densidad, por lo tanto, mejores estimaciones de w en la muestra, excepto por una observación a mediados de 2005, una a mediados de 2007 y una en el último trimestre de 2008. Esta última está posiblemente relacionada con la GFC, en particular con el fracaso de Lehman Brothers.¹⁶

Al igual que en el caso de la paridad GBP-USD, los resultados para el mercado de divisas EUR-USD cruzan todos los parámetros de Martingale y superan al TAR, como se muestra en las filas 1 y 2 de la Figura 8. A pesar de que el modelo TAR es superado consistentemente, como implica la pendiente positiva de las gráficas, es interesante notar que dos fechas parecen explicar el abrumador resultado. En primer lugar, el mencionado fracaso de Lehman durante la GFC y, en segundo lugar, el pico de la crisis de la deuda soberana en Europa en 2012. En la última fila de la Figura 8 se muestra la comparación entre el LLM-Bayesiano y el SV-APF. En particular, se muestra que w es la mejor estimación del SV-APF para la muestra 2009-2017. Es decir, para cualquier evento de estrés financiero distinto de la GFC, el SV-APF es inequívocamente el mejor candidato para estimar w . Para la muestra 2005-2007 el LLM-Bayesiano hace un mejor trabajo, posiblemente debido al hecho de que las oscilaciones en d

¹⁶Como se muestra en la Figura 22 del Apéndice, la estimación de w para el soberano d es, sin excepción, mejor ajustada por el SV-APF.

fueron más frecuentes durante este periodo (véase la Figura 5). También cabe destacar que el LLM-Bayesiano se ajusta mejor a w en fechas que mostraron un estrés financiero más agudo como el verano de 2007 y finales de 2008, ambos relacionados con la GFC.¹⁷

La Figura 9 muestra que, como en paridades anteriores, todas las parametrizaciones de Martingale producen mejores pronósticos de densidad y, por lo tanto, mejores estimaciones de w que el TAR para la paridad MXN-USD. Curiosamente, es sólo después de la GFC que el TAR es claramente superado por los LLM y los SV. Al igual que en el caso de EUR-USD, la mayor parte de la diferencia de estos modelos con respecto al TAR se explica por el fallo de Lehman en el último trimestre de 2008, durante la GFC. Curiosamente, en lugar de fechas concretas, todo el periodo relacionado con la crisis de la deuda soberana de Europa en 2011-2012 parece explicar una gran parte del bajo rendimiento del TAR. Esto puede deberse a las grandes estimaciones para w durante ese periodo. La última fila de la Figura 9 muestra la comparación entre el SV-APF y el SV-FFBS. Esta última arroja mejores estimaciones de w en toda la muestra, pero la diferencia en desempeño es notablemente pequeña. Entre los principales episodios que explican dicha diferencia se encuentra una aparente oportunidad de arbitraje que surgió a finales de 2005 (véase la Figura 6), cuando las tasas de interés en los mercados interbancarios mexicanos comenzaron a descender fuertemente en respuesta al relajamiento de la política monetaria.¹⁸

Transformación Integral de la Probabilidad

Estos resultados están sujetos a las deficiencias de la utilización del estadístico LS_t^M para evaluar el desempeño de los pronósticos. En particular, como señalan Geweke y Amisano (2010), dicho estadístico es una medida local de desempeño y es solo una medida relativa, por lo tanto, condicionada a la elección de un modelo de referencia. Para resolver estas deficiencias, se incluyen los resultados de la transformación integral de la probabilidad (PIT). La evaluación del modelo basada en la PIT no es local. Se requieren cálculos adicionales, ya que esta medida se basa en la función de distribución acumulada (CDF) (empírica) de los pronósticos (para más detalles, véase la discusión sobre la expresión (15) en la referencia de Geweke y Amisano). En particular, sea $\mathbb{I}(\cdot)$ una función de indicación, entonces la CDF

¹⁷El SV-FFBS se ajusta mejor al soberano w , como se muestra en la Figura 23 del Apéndice.

¹⁸Los resultados varían considerablemente durante la GFC en el soberano w produciendo el LLM-Bayesiano como el mejor modelo para el periodo, como se muestra en la Figura 24 en el Apéndice.

(empírica) viene dada por

$$\hat{F}(d_t) = 1/M \sum_{j=1}^M \mathbb{I} \left(d_{t|t-1}^{(j)} \in (-\infty, d_t) \right).$$

Además, que $\Phi(x)$ sea $\mathcal{N}(0, 1)$ calculado en x . Nótese que una condición necesaria para que el estadístico de la prueba funcione es la ergodicidad de las secuencias $\{\psi^{(j)}, m^{(j)}\}_{j=1}^M$ y $\{\theta^{(j)}, h^{(j)}\}_{j=1}^M$, de lo contrario la CDF debería estar condicionada a la incertidumbre inherente a los parámetros estimados y a los procesos latentes. La evaluación del modelo se basa entonces en la prueba de si $\hat{f}(d_t) = \Phi^{-1}(\hat{F}(d_t))$ es *iid* $\mathcal{N}(0, 1)$.

La Tabla 5 muestra el *valor-p* de tres pruebas de normalidad comúnmente utilizadas: la prueba de Kolmogorov-Smirnov y la prueba de Shapiro-Wilk.¹⁹ Vale la pena notar que, a pesar de los (muy) bajos *valores-p*, estos deberían ser indicativos de cuán lejos está la distribución empírica $\hat{F}(d_t)$ de la distribución bajo la hipótesis nula. Para facilitar la comparación, el *valor-p* más alto de cada paridad y cada prueba se incluyen en la Tabla.

La PIT confirma el desempeño superior del pronóstico de los SV para todas las paridades y todas las pruebas. En particular, la PIT sugiere que el SV-FFBS es superior al SV-AFP, con la excepción de la paridad GBP-USD probado con el test de Kolmogorov-Smirnov. Este resultado está en línea con la naturaleza descrita tanto del estadístico LS_t^M como de la PIT. En particular, el SV-APF es más eficiente en la actualización del conjunto de información para producir un pronóstico, por lo tanto, utiliza información nueva en un sentido “local”. Sin embargo, el SV-FFBS utiliza toda la información contenida en la muestra cada vez que llega una nueva observación, por lo que utiliza la información en un sentido “global”. En general, los resultados de la evaluación del modelo sugieren que el SV-APF es el más adecuado para obtener pronósticos que asignan un peso relativamente mayor a la información reciente. En cambio, el SV-FFBS es más adecuado para incluir toda la información contenida en la muestra.

4. Consideraciones Finales

En este documento se realiza la estimación de la banda neutral alrededor de las desviaciones con respecto a la CIP. Se han observado desviaciones aparentemente grandes en el periodo posterior a la Crisis Financiera Global en los mercados de divisas GBP-USD, EUR-USD

¹⁹Los resultados de la prueba Chi-cuadrada de bondad de ajuste no se muestran. Estos sugieren que la nula siempre debe rechazarse con un *valor-p* inferior a $2,22 \times 10^{-19}$. Por lo tanto, no fue útil para clasificar el desempeño de los pronósticos. En la Tabla 8 del Apéndice se muestran los resultados análogos para el caso de las tasas soberanas.

y MXN-USD. Para evaluar si estas desviaciones son, de hecho, oportunidades de arbitraje, como sugiere la teoría, se necesita una estimación de la banda neutral. El enfoque difiere de los trabajos anteriores en que, si las oportunidades de arbitraje están realmente ausentes, entonces una parametrización de un proceso de Martingale debería ser capaz de replicar las desviaciones con respecto a la CIP.

Los resultados de la evaluación del modelo sugieren que, para todas las paridades y casos, los modelos de volatilidad estocástica, una parametrización particular del proceso de Martingale, producen estimaciones superiores de la banda neutral. Varias características sugieren que estas estimaciones tienen mejores propiedades que las alternativas. En primer lugar, tienen un desempeño superior dentro y fuera de la muestra. En segundo lugar, son capaces de dar cuenta de una banda neutral más amplia en periodos de estrés financiero. En tercer lugar, la banda neutral es más amplia durante la Crisis Financiera Global que en el resto de la muestra, mientras que los modelos alternativos estiman valores similares para el periodo 2007-2017. Por último, la estimación de la banda neutral implica oportunidades de arbitraje dispersas en el tiempo, por lo tanto, de corta duración. Por el contrario, los modelos alternativos implican oportunidades de arbitraje agrupadas y, por tanto, de larga duración.

Algunas advertencias en la interpretación de los resultados están en orden. En primer lugar, las estimaciones de la banda neutral se basan en el pronóstico de densidad “un paso adelante” de un proceso latente. Por lo tanto, no es posible evaluar estas estimaciones con respecto a los datos observados. Puede ser necesario ampliar el número de modelos y técnicas econométricas para evaluar si el enfoque propuesto aquí para estimar la banda neutral puede ser mejorado. En segundo lugar, los resultados para el MXN pueden requerir un refinamiento en el sentido de que, a diferencia de la GBP y el EUR, no se considera una moneda de “reserva”.

El modelaje de los distintos mercados de divisas puede requerir más experimentos con herramientas econométricas, como un modelo multivariante que varíe en el tiempo, ya que la literatura se ha dirigido a modelar las desviaciones con respecto a la CIP con un modelo de una sola variable. Trabajos futuros deberían tener como objetivo considerar una serie de modelos empíricos y conjuntos de datos alternativos que, a su vez, pueden permitir condicionar las características idiosincrásicas de cada moneda.

	GBP-USD	EUR-USD	MXN-USD
Kolmogorov-Smirnov			
LLM-MLE	0	0	$4,22 \times 10^{-15}$
LLM-Bayesiano	0	0	0
SV-FFBS	0,111*	0,413*	0,884*
SV-APF	0,024	0,312	0,7167
TAR	0	0	0
Shapiro-Wilk			
LLM-MLE	0	0	0
LLM-Bayesiano	0	0	0
SV-FFBS	$4,26 \times 10^{-5}$ *	$5,35 \times 10^{-3}$ *	0,453*
SV-APF	$2,65 \times 10^{-9}$	$2,03 \times 10^{-8}$	0,117
TAR	0	0	0

Tabla 5: PIT. * Se refiere al modelo con el *valor-p* más alto para cada paridad y cada prueba. La hipótesis nula es la normalidad. Las entradas con “0” corresponden a un *valor-p* < $2,22 \times 10^{-16}$. Fuente: Estimaciones propias.

Referencias

- Avdjiev, Stefan, Wenxin Du, Catherine Koch y Hyun Song Shin. 2017. “The dollar, bank leverage and the deviation from covered interest parity”. *BIS Working Papers* 592.
- Baba, Naohiko, y Frank Packer. 2009. “Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08”. *Financial Globalisation, Risk Analysis and Risk Management, Journal of Banking & Finance* 33 (11): 1953-1962.
- Berument, Hakan, y Halil Kiymaz. 2001. “The day of the week effect on stock market volatility”. *Journal of Economics and Finance* 25 (2): 181-193.
- BIS. 2016. *Triennial Central Bank Survey: Foreign exchange turnover in April 2016*.
- Borio, Claudio EV, Robert N McCauley, Patrick McGuire y Vladyslav Sushko. 2016. “Covered interest parity lost: understanding the cross-currency basis”. *BIS Quarterly Review* September.
- Branson, William H. 1969. “The minimum covered interest differential needed for international arbitrage activity”. *Journal of Political Economy* 77 (6): 1028-1035.
- Bush, Georgia. 2019. “Bank foreign currency funding and currency markets: the case of Mexico post GFC”. *Banco de México Working Papers* 2019-01.

- Carstens, Agustin G. 1985. *A Study of the Mexican Peso Forward Exchange Rate Market. PhD Dissertation*. University of Chicago.
- Carter, C. K., y R. Kohn. 1994. "On Gibbs sampling for state space models". *Biometrika* 81, número 3 (): 541-553.
- Cenedese, Gino, Pasquale Della-Corte y Tianyu Wang. 2017. "Currency Mispricing and Dealer Balance Sheets". *Mimeo*.
- Claessens, Stijn, y M Ayhan Kose. 2018. "Frontiers of macrofinancial linkages". *BIS Working Papers*.
- Clinton, Kevin. 1988. "Transactions costs and covered interest arbitrage: theory and evidence". *Journal of Political Economy* 96 (2): 358-370.
- Cvitanić, Jakša, y Fernando Zapatero. 2004. *Introduction to the Economics and Mathematics of Financial Markets*. MIT press.
- Dacco, Robert, y Steve Satchell. 1999. "Why do Regime Switching Models Forecast so Badly?" *Journal of Forecasting* 18:1-16.
- Deardorff, Alan V. 1979. "One-Way Arbitrage and Its Implications for the Foreign Exchange Markets". *Journal of Political Economy* 87 (2): 351-364.
- Di Narzo, AF, JL Aznarte y M Stigler. 2012. "Nonlinear time series models with regime switching". *R package version* (<http://cran.us.rproject.org/web/packages/tsDyn/>).
- Du, Wexin, Alexander Tepper y Adrien Verdelhan. 2018. "Deviations from Covered Interest Rate Parity". *The Journal of Finance* Forthcoming.
- Dubois, M., y P. Louvet. 1996. "The day-of-the-week effect: The international evidence". *Journal of Finance and Banking* 20 (9): 1463-1483.
- Duffie, Darrell. 2010. *Dynamic asset pricing theory*. Princeton University Press.
- Einzig, Paul. 1967. *A dynamic theory of forward exchange*. Macmillan.
- Frenkel, Jacob A. 1973. "Elasticities and the Interest Parity Theory". *Journal of Political Economy* 81 (3): 741-747.
- Frenkel, Jacob A., y Richard M. Levich. 1975. "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?". *Journal of Political Economy* 83 (2): 325-338.

- Frenkel, Jacob A., y Richard M. Levich. 1977. "Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods." *Journal of Political Economy* 85 (6): 1209-1226.
- Gelman, Andrew, John B Carlin, Hal S Stern, David B Dunson, Aki Vehtari y Donald B Rubin. 2013. *Bayesian Data Analysis*. Chapman / Hall/CRC.
- Geweke, John, y Gianni Amisano. 2010. "Comparing and evaluating Bayesian predictive distributions of asset returns". Special Issue: Bayesian Forecasting in Economics, *International Journal of Forecasting* 26 (2): 216-230.
- Granger, Clive, y Timo Teräsvirta. 1993. *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.
- Gregoriou, Andros, Alexandros Kontonikas y Nick Tsitsianis. 2004. "Does the Day of the Week Effect Exist Once Transaction Costs Have Been Accounted for? Evidence From the UK". *Applied Financial Economics* 14 (3): 215-220.
- Hernandez, Juan R. 2014. "Peso-Dollar Forward Market Analysis: Explaining Arbitrage Opportunities during the Financial Crisis". *Banco de México Working Papers* 2014-09.
- Ivashina, Victoria, David S. Scharfstein y Jeremy C. Stein. 2015. "Dollar Funding and the Lending Behavior of Global Banks*". *The Quarterly Journal of Economics* 130 (3): 1241-1281.
- Juhl, Ted, William Miles y Marc D Weidenmier. 2006. "Covered interest arbitrage: then versus now". *Economica* 73 (290): 341-352.
- Kastner, Gregor. 2016. "Dealing with Stochastic Volatility in Time Series Using the R Package stochvol". *Journal of Statistical Software* 69 (5): 1-30.
- Keynes, John Maynard. 1923. *A Tract on Monetary Reform*. Macmillan.
- Khor, Hoe Ee, y Liliana Rojas-Suarez. 1991. "Interest Rates in Mexico: The Role of Exchange Rate Expectations and International Creditworthiness". *No 91/12 IMF Staff Papers*: 850-871.
- Kim, Sangjoon, Neil Shephard y Siddhartha Chib. 1998. "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models". *The Review of Economic Studies* 65 (3): 361-393.
- Levich, Richard M. 2012. "FX counterparty risk and trading activity in currency forward and futures markets". *Review of Financial Economics* 21 (3): 102-110.

- Levich, Richard M. 2017. "CIP: Then and Now, A Brief Survey of Measuring and Exploiting Deviations from Covered Interest Parity." *Remarks prepared for the BIS Symposium: CIP - RIP?*
- Liao, Gordon. 2016. "Credit migration and covered interest rate parity". *Project on Behavioral Finance and Financial Stability Working Paper Series (2016-07)*.
- Mancini-Griffoli, Tommaso, y Angelo Ranaldo. 2011. "Limits to arbitrage during the crisis: funding liquidity constraints and covered interest parity". *Swiss National Bank Working Paper*.
- Peel, David A., y Mark P. Taylor. 2002. "Covered Interest Rate Arbitrage in the Interwar Period and the Keynes-Einzig Conjecture." *Journal of Money, Credit & Banking (Ohio State University Press)* 34 (1): 51-75.
- Petris, Giovanni. 2010. "Dealing with Stochastic Volatility in Time Series Using the R Package stochvol". *Journal of Statistical Software* 36 (12): 1-16.
- Piazzesi, Monika. 2010. "Affine Term Structure Models". En *Handbook of Financial Econometrics: Tools and Techniques*, editado por Yacine Aït-Sahalia y Lars Peter Hansen, 1:691-766. North-Holland.
- Pitt, Michael K., y Neil Shephard. 1999. "Filtering via Simulation: Auxiliary Particle Filters". *Journal of the American Statistical Association* 94 (446): 590-599.
- Shephard, Neil. 2013. "Martingale unobserved component models". *Manuscript, University of Oxford*.
- Shumway, Robert H, y David S Stoffer. 2017. *Time Series Analysis and Its Applications*. Springer.
- Solnik, Bruno, y Laurence Bousquet. 1990. "Day-of-the-week effect on the Paris Bourse". *Journal of Finance and Banking* 14 (2-3): 461-468.
- Sushko, Vladyslav, Claudio EV Borio, Robert N McCauley y Patrick McGuire. 2016. "The failure of covered interest parity: FX hedging demand and costly balance sheets". *BIS Working Papers* 590.
- Taylor, Mark P. 1987. "Covered Interest Parity: A High-Frequency, High-Quality Data Study". *Economica* 54 (216): 429-438.
- Tong, Howell. 1990. *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach*. Claredon Press.

West, Mike, y Jeff Harrison. 2006. *Bayesian forecasting and dynamic models*. Springer Science & Business Media.

Figura 1: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales GBP-USD. Calculado con las tasas interbancarias a 3 meses. Muestra: 7 de enero de 2003 al 26 de diciembre de 2017. Cálculos propios con datos semanales. Fuente: Banco de Inglaterra y Bloomberg.

Figura 2: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales EUR-USD. Calculado con las tasas interbancarias a 3 meses. Muestra: 7 de enero de 2003 al 26 de diciembre de 2017. Cálculos propios con datos semanales. Fuente: Bloomberg.

Figura 3: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales MXN-USD. Calculado con las tasas interbancarias a 3 meses. Muestra: 7 de enero de 2003 al 26 de diciembre de 2017. Cálculos propios con datos semanales. Fuente: Banco de México y Bloomberg.

Figura 4: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales y estimaciones de la banda neutral GBP-USD (columna izquierda) y estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha). Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w . Fuente: Estimaciones propias.

Figura 5: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales y estimaciones de la banda neutral EUR-USD (columna izquierda) y estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha). Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w . Fuente: Estimaciones propias.

Figura 6: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales y estimaciones de la banda neutral MXN-USD (columna izquierda) y estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha). Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w . Fuente: Estimaciones propias.

LLM-MLE

LLM-BAYESIANO

SV-FFBS

SV-APF

SV-APF/LLM-BAYESIANO

Figura 7: LS_t^M y LS_t^* , GBP-USD. Fuente: Estimaciones propias.

LLM-MLE

LLM-BAYESIANO

SV-FFBS

SV-APF

SV-APF/LLM-BAYESIANO

Figura 8: LS_t^M y LS_t^* , EUR-USD. Fuente: Estimaciones propias.

LLM-MLE

LLM-BAYESIANO

SV-FFBS

SV-APF

SV-APF/SV-FFBS

Figura 9: LS_t^M y LS_t^* , MXN-USD. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 10: Desviaciones con respecto a la CIP (columna izquierda) y estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha), 180 observaciones finales, GBP-USD. Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w para toda la muestra. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 11: Desviaciones con respecto a la PIC (columna izquierda) y estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha), 180 observaciones finales, EUR-USD. Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w para toda la muestra. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 12: Desviaciones con respecto a la CIP (columna izquierda) y estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha), 180 observaciones finales, MXN-USD. Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w para toda la muestra. Fuente: Estimaciones propias.

A. Resultados de los Diferenciales de las Tasas Soberanas

A.1. Datos

Figura 13: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales GBP-USD. Calculado con las tasas soberanas a 3 meses (Bonos del Tesoro-Gilt). Muestra: 7 de enero de 2003 al 26 de diciembre de 2017. Cálculos propios con datos semanales. Fuente: Banco de Inglaterra y Bloomberg.

Figura 14: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales EUR-USD. Calculado con las tasas soberanas a 3 meses (Bonos del Tesoro alemanes). Muestra: 7 de enero de 2003 al 26 de diciembre de 2017. Cálculos propios con datos semanales. Fuente: Bloomberg.

Figura 15: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales MXN-USD. Calculada con las tasas soberanas a 3 meses (Bonos del Tesoro-CETES). Muestra: 7 de enero de 2003 al 26 de diciembre de 2017. Cálculos propios con datos semanales. Fuente: Banco de México y Bloomberg.

A.2. Estimaciones de la Anchura

Modelo/Periodo	Dic04-Ene07	Jun07-Dic09	Ene10-Dic17
GBP			
LLM-MLE	18-21	20-78	52-73
LLM-Bayesiano	19-23	22-79	52-74
SV-FFBS	14-41	13-388	7-55
SV-APF	17-29	14-404	8-99
TAR	15-20	20-77	49-71
EUR			
LLM-MLE	16-28	28-94	64-88
LLM-Bayesiano	17-29	29-95	64-89
SV-FFBS	16-91	12-472	6-145
SV-APF	16-43	15-346	8-162
TAR	15-26	26-90	60-83
MXN			
LLM-MLE	90-122	88-168	122-160
LLM-Bayesiano	89-122	88-171	121-161
SV-FFBS	30-191	38-899	26-336
SV-APF	39-187	50-712	35-266
TAR	82-113	82-157	112-150

Tabla 6: Rango estimado para w en puntos base utilizando los diferenciales de las tasas de interés soberanas. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 16: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales y estimaciones de la banda neutral GBP-USD calculadas con tasas soberanas (columna izquierda). Estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha). Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w . Fuente: Estimaciones propias.

Figura 17: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales y estimaciones de la banda neutral EUR-USD calculadas con tasas soberanas (columna izquierda). Estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha). Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w . Fuente: Estimaciones propias.

Figura 18: Desviaciones con respecto a la CIP en puntos porcentuales y estimaciones de la banda neutral MXN-USD calculadas con tasas soberanas (columna izquierda). Estimación de w en puntos porcentuales (columna derecha). Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w . Fuente: Estimaciones propias.

Figura 19: Desviaciones con respecto a la CIP calculadas con tasas soberanas (columna izquierda) y w estimadas en puntos porcentuales (columna derecha), 180 observaciones finales, GBP-USD. Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w para toda la muestra. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 20: Desviaciones con respecto a la CIP calculadas con tasas soberanas (columna izquierda) y w estimadas en puntos porcentuales (columna derecha), 180 observaciones finales, EUR-USD. Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w para toda la muestra. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 21: Desviaciones con respecto a la CIP calculadas con tasas soberanas (columna izquierda) y w estimadas en puntos porcentuales (columna derecha), 180 observaciones finales, MXN-USD. Las líneas verticales son observaciones fuera de w . La etiqueta contiene el porcentaje de observaciones dentro de w para toda la muestra. Fuente: Estimaciones propias.

A.3. Evaluación del Modelo

	GBP-USD	EUR-USD	MXN-USD
Soberanos			
LLM-MLE	-104.6278	-281.2509	-542.4628
LLM-Bayesiano	48.6477	-117.5548	-480.2678+
SV-FFBS	164.3163+	-14.71815+	-554.4423
SV-APF	289.9309*	85.2192*	-326.1555*
TAR	-4484.403	-2647.52	-2795.97

Tabla 7: $CLPL_n$. * Se refiere a la combinación con mayor probabilidad. + Es la segunda más alta. Fuente: Estimaciones propias.

Figura 22: LS_t^M y LS_t^* , GBP-USD. Calculado con tasas soberanas. Fuente: Estimaciones propias

Figura 23: LS_t^M y LS_t^* , EUR-USD. Calculado con tasas soberanas. Fuente: Estimaciones propias.

LLM-MLE

LLM-BAYESIANO

SV-FFBS

SV-APF

SV-APF/LLM-BAYESIANO

Figura 24: LS_t^M y LS_t^* , MXN-USD. Calculado con tasas soberanas. Fuente: Estimaciones propias.

	GBP-USD	EUR-USD	MXN-USD
Kolmogorov-Smirnov			
LLM-MLE	0	0	$4,44 \times 10^{-16}$
LLM-Bayesiano	0	0	0
SV-FFBS	0,549	0,951*	0,562*
SV-APF	0,573*	0,892	0,337
TAR	0	$1,01 \times 10^{-13}$	$2,74 \times 10^{-14}$
Shapiro-Wilk			
LLM-MLE	0	0	0
LLM-Bayesiano	0	0	0
SV-FFBS	$4,47 \times 10^{-5}$ *	$5,35 \times 10^{-3}$ *	0,083*
SV-APF	$2,46 \times 10^{-8}$	$3,12 \times 10^{-7}$	$2,73 \times 10^{-4}$
TAR	0	0	0

Tabla 8: PIT calculado con tasas soberanas. * Se refiere al modelo con el *valor-p* más alto para cada paridad y cada prueba. La hipótesis nula es normalidad. Las entradas con “0” corresponden a un *valor-p* $< 2,22 \times 10^{-16}$. Fuente: Estimaciones propias.