

Universidad de Buenos Aires

Facultad de Ciencias Económicas

Escuela de Estudios de Postgrado

Maestría en Economía

Trabajo Final de Maestría

Paridad descubierta de tasas de interés:
nueva evidencia para América Latina
(2000-2015)

Alumno: Jorge Lucio Neyro

Director: Enrique Lucio Kawamura

4 de septiembre de 2017

Paridad descubierta de tasas de interés: nueva evidencia para América Latina (2000-2015)

Jorge Lucio Neyro

Resumen

El presente trabajo analiza la vigencia de la Paridad Descubierta de Tasas de Interés en Brasil y México en el período 2000-2015. Utilizando datos de futuros de tipo de cambio para ambos países, se encuentra evidencia a favor de una capacidad predictiva en promedio positiva pero moderada de los tipos de cambio en los mercados de futuros. Se detecta una alta volatilidad de los resultados como así también la ocurrencia de quiebres estructurales en más de una oportunidad durante el período analizado. Adicionalmente se obtiene evidencia que asigna un importante rol a los errores de expectativas en el excedente de retorno observado, que parece estar relacionado con el régimen de flotación cambiaria vigente en Brasil.

Clasificación JEL: F4, G1

Palabras clave: *Tipo de cambio, paridad descubierta de tasas de interés, prima de riesgo cambiaria, mercados de futuros.*

Índice

1	Introducción	2
2	La Paridad Descubierta de Interés	4
2.1	Conceptos básicos	4
2.2	El rol del diferencial de retorno, los errores de expectativas y la prima de riesgo	7
3	Revisión de la literatura	9
3.1	Las causas del Enigma de la Prima a Término	10
3.1.1	La prima de riesgo	10
3.1.2	Errores sistemáticos en las expectativas	12
3.1.3	Otras explicaciones	14
3.2	Estimación de la PDT en mercados emergentes <i>vis a vis</i> economías desarrolladas	14
3.3	La PDT en América Latina: estudios de caso	17
4	Evidencia reciente en América Latina	21
4.1	Introducción	21
4.2	Datos y metodología utilizada	22
4.3	Resultados principales	27
4.3.1	Diferencial de tasas de interés	27
4.3.2	Prima a término	28
4.4	Prima de riesgo o errores sistemáticos de expectativas?	33
5	Conclusiones	37
6	Referencias bibliográficas	39
Anexos		44
A	Descomposición del estimador $\hat{\beta}$	44
B	Resultado de Fama-Hodrick-Srivastava (FHS)	44
C	Estacionariedad de la series de depreciación del tipo de cambio, la prima a término y el diferencial de tasas de interés	45
D	Estacionariedad de los residuos	46
E	Fuentes de información	46

1. Introducción¹

A principios de la década de 1970, el sistema monetario internacional comenzó una etapa de profundas modificaciones. Luego que Estados Unidos declaró la ruptura de los acuerdos de Bretton Woods y la inconvertibilidad del dólar frente al oro, las economías desarrolladas adoptaron tipos de cambio flotante frente al dólar. Se observó además un progresivo incremento de la movilidad internacional de capitales junto con un aumento sustancial de la volatilidad de los tipos de cambio nominales (Basu y Taylor, 1999).

En este nuevo contexto, surgió el interrogante sobre la predictibilidad de los tipos de cambio. En un célebre trabajo² Meese y Rogoff analizaron la capacidad predictiva de modelos basados en *fundamentals* económicos comparada con un modelo de camino aleatorio para un conjunto de países desarrollados y concluyeron que la capacidad predictiva de los modelos analizados era cercana a cero.

Entre los modelos más simples que intentan predecir la trayectoria temporal de los tipos de cambio se encuentra la Paridad Descubierta de Tasas de Interés (PDT) (en inglés, *Uncovered Interest Parity*). La PDT es una relación de no arbitraje entre activos financieros similares nominados en distintas monedas, dadas las expectativas de depreciación nominal del tipo de cambio. Adicionalmente, la PDT es utilizada, junto con la Paridad de Poder Adquisitivo, como piedra angular en distintos modelos que describen economías pequeñas y abiertas al flujo de capitales (Enfoque Monetario de Balanza de Pagos, modelos Dinámicos y Estocásticos de Equilibrio General, entre otros). En particular, la utilización de la PDT en estos modelos permite predecir la trayectoria futura del tipo de cambio en base al diferencial de tasas o alternativamente, estimar el diferencial de tasas de interés consistente con una trayectoria dada del tipo de cambio.

Desde mediados de la década de 1970, la literatura que ha analizado la validez empírica de la PDT ha obtenido resultados desfavorables para las principales monedas. Los resultados indican que el diferencial de interés entre dos economías es un

¹Se agradece a Enrique Kawamura sus comentarios y sugerencias a versiones preliminares de este trabajo y a Nicolás Abuchar su colaboración en la recopilación de las series temporales utilizadas. Los errores u omisiones remanentes son de exclusiva responsabilidad del autor.

²(Meese y Rogoff, 1983)

predictor sesgado de la trayectoria futura del tipo de cambio en el corto plazo, un hecho estilizado que es conocido como el “Enigma de la Prima a Término” (EPT) (en inglés *Forward Premium Puzzle*). En el caso de las economías emergentes, la evidencia empírica sobre la PDT es menos abundante. Algunos estudios recientes (Bansal y Dahlquist, 2000; Frankel y Poonawala, 2010) sugieren que el sesgo observado es menor que el obtenido para economías desarrolladas. Por lo tanto, el enigma de la prima a término podría ser un fenómeno que afecta en mayor medida a los países desarrollados.

El objetivo de la presente tesis es obtener un conocimiento más completo de la vigencia o no de la PDT entre 2000 y 2015 en Brasil y México, dos de las más importantes economías de América Latina que poseen mercados de futuros cambiarios con adecuada liquidez. El enfoque adoptado hará un particular énfasis en los métodos y datos disponibles utilizados para la estimación, en los sesgos observados en las estimaciones y en la variabilidad temporal de los resultados obtenidos.

Entre los principales hallazgos de este trabajo podemos encontrar: (i), el EPT se encuentra presente en la estimación de la PDT utilizando el diferencial de tasas de interés; (ii) utilizando datos de futuros de tipo de cambio, la evidencia indica que, aunque no se verifica la PDT de forma continua, no se encuentra evidencia del EPT y los sesgos observados resultan menores que en las economías avanzadas. Sin embargo, se detecta una alta volatilidad de los resultados como así también la ocurrencia de quiebres estructurales en más de una oportunidad durante el período analizado.

Mediante el uso de encuestas de tipo de cambio esperado, en el caso brasileño se encuentra evidencia a favor de los errores de expectativas como factor explicativo del exceso de retorno *ex-post*. Cuando comparamos estos resultados con los obtenidos por (Chrity *et al.*, 2006) durante la vigencia del Plan Real, estos sugieren que la prima de riesgo cambiaria tiene un papel significativo en regímenes cambiarios fijos o semifijos y los errores de expectativas ganan preponderancia en un régimen de flotación, como el actualmente vigente en México y Brasil.

La investigación se estructura como de la siguiente manera: a continuación se presenta el marco teórico de la PDT; en la sección siguiente se discuten las distintas

explicaciones presentes en la literatura para el “Enigma de la Prima a Término” y las investigaciones empíricas más relevantes para países desarrollados y emergentes. En la cuarta sección se presentan los datos y la metodología utilizada y los principales resultados acerca de la validez de la PDT en los países seleccionados. En la sección quinta se analiza empíricamente el rol de las expectativas y la prima de riesgo. Para finalizar se presentan las conclusiones finales y algunas posibles extensiones.

2. La Paridad Descubierta de Interés

2.1. Conceptos básicos

Para derivar la PDT, consideramos el caso de un inversor neutral al riesgo que evalúa la composición de su cartera de activos financieros. Supongamos que el inversor tiene acceso a dos activos en moneda local y extranjera, con igual riesgo que devengan ambos una tasa de interés determinada. La aplicación del principio de igualación de rentabilidades esperadas (Kawamura, 2010), que establece que el precio de un instrumento financiero condicional a los precios de otros activos debería ser tal que sea imposible generar ganancias ciertas en el futuro sin incurrir en costos equivalentes en el presente, genera la condición de **Paridad Descubierta de Interés (PDT)**:

$$\frac{s_{t,t+k}^e}{s_t} = \frac{(1+i)}{(1+i_f)} \quad (1)$$

donde s_t el tipo de cambio efectivo entre dos monedas, $s_{t,t+k}^e$ el tipo de cambio esperado por el inversor k períodos adelante, i e i_f las tasas de interés local y extranjera que rinden activos equivalentes con vencimiento en $t+n$, respectivamente. Para que esta relación pueda cumplirse es necesario que las restricciones a la movilidad de capitales sean reducidas y de este modo, el arbitraje entre activos sea posible.

Teniendo en cuenta que tanto el tipo de cambio corriente y el rendimiento de los activos es conocido, la verificación de la PDT esencialmente implica que el inversor debe realizar una predicción del tipo de cambio k períodos hacia adelante, que corresponde esencialmente a un problema de valuación de activos. Ese es el “problema” que tiene el inversor al momento de decidir la composición de la cartera de

activos. Por ejemplo, si el tipo de cambio futuro resulta menor al esperado por el inversor, los activos nominados en la moneda local brindarán un retorno mayor a los activos nominados en moneda extranjera. Puede calcularse entonces el **Diferencial de Retorno (ER, por sus siglas en inglés)** como la diferencia de rendimiento entre los dos activos (medido en igual moneda):

$$ER_{t,t+k} = (1 + i_f) - (1 + i) * \frac{s_t}{s_{t,t+k}^e} \quad (2)$$

La forma en que los inversores y el mercado forma sus expectativas sobre la evolución futura de los tipos de cambio resulta fundamental para evaluar la posibilidad de retornos distintos de cero. En particular, la literatura asume como punto de partida que los inversores tienen expectativas racionales (Muth, 1981)(de aquí en adelante, REH). Bajo este supuesto, el valor esperado es igual al verdadero valor del tipo de cambio más un error aleatorio de media cero ($s_{t,t+k} = s_{t,t+k}^* + u_{t+k}$) con $E(u) = 0$. De esta manera la esperanza matemática del tipo de cambio es igual al tipo de cambio observado en el futuro. Además se requiere que el valor esperado por el mercado sea igual a la predicción estadística ($s_{t,t+k}^m = E(s_{t,t+k})$), condicional a la información disponible en en el momento t^3 .

Entonces, bajo REH, la PDT puede escribirse como:

$$\frac{s_{t,t+k}}{s_t} = \frac{(1 + i)}{(1 + i_f)} \quad (3)$$

Una condición similar, conocida como **Paridad Cubierta de Tasas de Interés (PCT)**, se obtiene a partir del uso de los contratos a futuro (Contratos a término o Futuros), disponibles en los mercados de derivados financieros. En los mercados de futuros puede adquirirse el derecho de comprar o vender una determinada cantidad de moneda extranjera (valor del contrato) a un tipo de cambio determinado en una fecha futura (vencimiento del contrato). Al vencimiento, en lugar de efectuar la entrega de las divisas, se liquida la diferencia entre el tipo de cambio de compra del contrato y el tipo de cambio efectivo. De esta manera, las expectativas sobre el tipo de cambio futuro influyen sobre el precio actual de los contratos de futuros

³REH requiere que el mercado sea informativamente eficiente en el sentido de los precios reflejen toda la información disponible en cada momento (Fama, 1970).

cambiarlos a distintos plazos.

La PCT puede derivarse del siguiente argumento: un inversor que posee n unidades de moneda extranjera puede obtener $n * S_t$ unidades de moneda local e invertir en un activo local que devenga una tasa i con vencimiento en $t + k$. Simultáneamente compra un contrato de futuro, que le permite comprar divisas a un tipo de cambio f k períodos adelante. Bajo el principio de no arbitraje, el rendimiento resultante debería resultar igual al que hubiera obtenido con la compra de un activo de riesgo similar en moneda extranjera.

$$\frac{f_{t,t+k}}{s_t} = \frac{(1+i)}{(1+i_f)} \quad (4)$$

donde s_t es el tipo de cambio efectivo, $f_{t,t+k}$ el valor del tipo de cambio obtenido por la compra del contrato con vencimiento k períodos adelante. El término $\frac{f_{t,t+k}}{s_t}$ es conocido en la literatura como la prima a término, es decir, la depreciación del tipo de cambio esperada por el mercado de futuros entre el momento de compra del contrato y su vencimiento.

Reemplazando la ecuación (4) en la ecuación (3) y aplicando logaritmos⁴ obtenemos una expresión equivalente para la PDT (en retornos).

$$s_{t+k} - s_t = f_{t,t+k} - s_t \quad (5)$$

Esencialmente, esta última ecuación muestra que la vigencia de la PDT implica que el mercado de futuros estima correctamente el valor futuro del tipo de cambio. Por ello, gran parte de la literatura empírica se ha inclinado por estimar la ecuación anterior mediante la siguiente especificación (conocida como Regresión de Fama):

$$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \epsilon_t \quad (6)$$

En esta especificación, el cumplimiento de la PDT implica simultáneamente que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. El límite en probabilidad del estimador de β mediante Mínimos

⁴Para valores pequeños de x , se cumple que $\ln(1+x) \approx x$.

Cuadrados Clásicos (MCC) es:

$$\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \quad (7)$$

siendo $Fd_{t,t+k} = f_{t,t+k} - s_t$.

De la expresión anterior se desprende que el signo de $\hat{\beta}$ depende de la covarianza entre la depreciación efectiva del tipo de cambio y la prima del contrato, dada la varianza de esa prima.

2.2. El rol del diferencial de retorno, los errores de expectativas y la prima de riesgo

La aparición sistemática de resultados contrarios a la vigencia de la PDT, que mostraban la existencia de un exceso de retorno no nulo, se convirtió en un hecho estilizado en la literatura empírica en las economías desarrolladas (Froot y Thaler, 1990) y motivó una frondosa literatura que ha ofrecido distintas explicaciones para esta regularidad empírica. Las principales causas identificadas son: (i) los inversores son aversos al riesgo y exigen un rendimiento mayor a activos que consideran riesgosos; (ii) las expectativas se apartan de las condiciones de racionalidad dadas anteriormente.

Aunque en un principio ambas causas pueden parecer excluyentes, en esta sección mostraremos que son complementarias a la hora de explicar el exceso de retorno. Teniendo en cuenta la ecuación (5), el exceso de retorno puede ser escrito alternativamente como la suma de los errores de expectativas (η_{t+k}) y la prima de riesgo (pr_{t+k}).

$$ER_{t,t+k} = f_{t,t+k} - s_{t+k} = pr_{t+k} + \eta_{t+k} \quad (8)$$

donde

$$\begin{aligned} pr_{t+k} &\equiv f_{t,t+k} - s_{t,t+k}^e \\ \eta_{t+k} &\equiv s_{t,t+k}^e - s_{t+k} \end{aligned}$$

El desarrollo previo expone claramente las posibles causas del exceso de retorno: los inversores requieren una prima de riesgo para mantener activos riesgosos ($rp_{t+k} > 0$) ó bien, la media de los errores es distinta de cero ($E(\eta_{t+k}) \neq 0$). Bajo REH y neutralidad al riesgo, el exceso de retorno es nulo y de esta manera, la PDT se verifica de forma continua.

Un concepto desarrollado por la literatura que considera a la prima de riesgo como explicación principal es el **Excedente de retorno predecible (ERP)**, que en equilibrio resulta igual a la prima de riesgo observada ex-ante, ya que esta literatura supone que los errores de expectativas siguen un proceso “ruido blanco”⁵.

En cambio, la literatura que investiga el rol de las expectativas no realiza supuestos *a priori* sobre la formación de expectativas de los inversores e intenta estimar la relevancia empírica del término η_{t+k} . Este trabajo seguirá esta última línea de investigación, utilizando para este fin encuestas provistas por Bancos Centrales y servicios de información financiera.

En este sentido, Froot y Frankel (1989) analizan conjuntamente el rol de la prima de riesgo y las expectativas en las estimaciones de la PDT. Teniendo en cuenta que la depreciación efectiva de la moneda local en todo momento es igual a la depreciación esperada más un error de pronóstico $\Delta s_{t,t+k} = \eta_{t+k} + \Delta s_{t,t+k}^e$, podemos reescribir a $\hat{\beta}$ de la siguiente forma:

$$\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, Fd_{t,t+k}) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \quad (9)$$

En lo que constituye un resultado muy importante, Froot y Frankel (1989) obtienen que $\hat{\beta}$ resulta igual a uno (hipótesis nula de la PDT) menos la suma de un

⁵Un proceso ruido blanco es un proceso estocástico de media cero, varianza constante y nula autocorrelación a través del tiempo.

término debido a la prima de riesgo y un término correspondiente a los errores de expectativas⁶.

$$\hat{\beta} = 1 - \hat{b}_{pr} - \hat{b}_{re} \quad (10)$$

donde

$$\hat{b}_{pr} = \frac{cov(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t,t+k}) + var(pr_{t,t+k})}{var(Fd_{t,t+k})}$$

$$\hat{b}_{re} = -\frac{cov(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{var(Fd_{t,t+k})}$$

Este avance analítico, que resulta válido inclusive bajo REH, nos será de gran utilidad para estimar empíricamente el rol de la prima de riesgo y los errores de expectativas para las economías seleccionadas.

3. Revisión de la literatura

Esta sección resume los principales resultados obtenidos por la literatura empírica que ha comparado la PDT en los países desarrollados y emergentes. De este modo intentaremos reconocer las similitudes y diferencias entre las distintas investigaciones, tanto en su metodología como en los resultados obtenidos.

Las estimaciones econométricas para las principales monedas utilizando MCC han proporcionado resultados sorprendentes. Las estimaciones del coeficiente asociado al diferencial de tasas o a la prima a término han arrojado un signo negativo, indicando un fuerte rechazo a la vigencia de la PDT y a la REH en el corto plazo. En una revisión de la literatura sobre países desarrollados, Froot y Thaler (1990) encontraron que la media entre 75 estudios publicados entre 1975 y 1989 arroja un promedio de -0,88.

Este hallazgo es conocido como el enigma de la prima a término (EPT)(en inglés *Forward Premium Puzzle*). Este resultado implica que las expectativas en los mercados de futuros se mueven en promedio en sentido contrario al tipo de cambio futuro y por lo tanto, son predictores sesgados del mismo. Suponiendo paridad descubierta

⁶Véase el anexo A para un desarrollo de esta descomposición.

de interés, equivale a que el diferencial de tasas entre dos economías se mueven en sentido contrario al tipo de cambio, de modo que las economías ven apreciarse sus monedas en el corto plazo cuando se incrementa el diferencial de tasas.

Como puntualiza McCallum (1994), estos hallazgos empíricos tienen importantes derivaciones. La primera es que el mercado de divisas no resultaría eficiente en el procesamiento de la información disponible. La segunda, muy relevantes para los *policy makers*, es que los modelos utilizados por los Bancos Centrales utilizan la PDT para predecir el tipo de cambio futuro, dado el diferencial de tasas entre dos economías. Teniendo en cuenta la literatura para economías desarrolladas, estos modelos resultarían mal especificados si suponen la vigencia de la PDT, con consecuencias importantes para la calidad de sus predicciones cuantitativas a corto plazo y por lo tanto, de su utilidad para la formulación de políticas monetarias.

3.1. Las causas del Enigma de la Prima a Término

En este apartado analizaremos las causas de las desviaciones de la PDT y los desarrollos teóricos y empíricos relacionados. Estas explicaciones pueden ser agrupadas en tres grupos bien definidos: (i) una prima de riesgo variable en el tiempo; (ii) agentes con expectativas no racionales o información heterogénea y (iii) causas metodológicas.

A continuación comentaremos los principales hallazgos de cada una de ellas y su contribución a la comprensión del fenómeno de la EPT.

3.1.1. La prima de riesgo

En un célebre trabajo (Fama, 1984), Fama sentó las bases del análisis sobre el rol de la prima de riesgo en las estimaciones de la PDT bajo el supuesto de expectativas racionales. En particular, obtiene que el estimador del coeficiente asociado a la prima a término ($\hat{\beta}_{pr}$) en la ecuación (6) suponiendo agentes aversos al riesgo.

$$\hat{\beta}_{pr} = \frac{cov(\Delta s_{t,t+k}, pr_{t,t+k}) + var(\Delta s_{t,t+k})}{var(Fd_{t,t+k})} \quad (11)$$

En base al desarrollo anterior, Fama (1984) obtiene dos resultados muy relevantes respecto del rol de la prima de riesgo: en presencia de EPT($\beta_{pr} < 0$) se cumple que (i) la covarianza entre la prima de riesgo y la depreciación del tipo de cambio es negativa ($cov(\Delta s_{t,t+k}, pr_{t,t+k} < 0$) y domina en valor absoluto a la varianza de la depreciación del tipo de cambio de contado, (ii) la varianza de la prima de riesgo es mayor a la varianza del tipo de cambio ($var(\Delta s_{t,t+k}) < var(pr_{t,t+k})$). Este resultado, conocido en la literatura como el resultado de Fama-Hodrick-Srivastava⁷ (Fama, 1984; Hodrick y Srivastava, 1986)(FHS), se cumple siempre que $\beta_{pr} < 1/2$. De esta manera la EPT siempre implica FHS aunque la inversa no necesariamente es cierta.

El primer resultado explica la EPT al introducir un factor que sesga negativamente al coeficiente asociado a la prima a término. El segundo resultado muestra que la prima de riesgo debe ser variable en el tiempo y su volatilidad es mayor a la del tipo de cambio. De esta manera, si la prima de riesgo tuviera un rol relevante en la explicación del EPT, deberíamos observar que ésta covaría negativamente con la depreciación del tipo de cambio y que su volatilidad es superior a la observada para el tipo de cambio.

Una vez aceptada la prima de riesgo como un factor relevante en la explicación de la EPT, la literatura dirigió sus esfuerzos en dos direcciones principales: la introducción de la prima de riesgo en modelos teóricos de valuación de activos financieros y la estimación empírica de la prima de riesgo mediante distintas metodologías.

En el aspecto empírico, la existencia de la prima de riesgo ha sido estimada a través de tres métodos alternativos. Una estrategia ha sido examinar si el exceso de retorno esperado puede ser explicado por modelos con heterocedasticidad condicional (conocidos en la literatura como modelos ARCH). En estos modelos, el exceso de retorno es asumido como un proceso heterocedástico cuya varianza depende de los errores pasados (Domowitz y Hakkio, 1985). Una segunda aproximación consiste en conectar a la prima de riesgo con los *fundamentals* de las economías (inflación, brecha de producto, curva de rendimiento soberana, etc) y medidas de riesgo global, como en Giovannini y Jorion (1989). En esta línea de investigación, Brennan y Xia (2006) concluyen que la prima de riesgo resulta capaz de explicar la EPT entre junio de 1985 y mayo de 2002 para un conjunto de monedas de países desarrollados.

⁷Véase el anexo B para una demostración de este resultado.

Adicionalmente encuentran que la prima de riesgo cambiaria se encuentra relacionada positivamente con la prima de riesgo soberana en un contexto de mercados financieros integrados.

En el caso de los modelos de valuación de activos, la literatura ha intentado responder al interrogante acerca si la prima de riesgo puede ser generada como resultado de decisiones de equilibrio (Lewis, 1995). En este esquema, la prima de riesgo surge como una compensación por el riesgo asumido por inversores aversos al riesgo que estén dispuestos a invertir en activos financieros en moneda local, es decir, incurren un riesgo cambiario. Para ello, se han utilizado distintas variantes del modelo de equilibrio parcial CAPM⁸, desarrollados a partir de los trabajos pioneros de Sharpe(Sharpe, 1964) y Lintner (Lintner, 1965) y el modelo de equilibrio general desarrollado en (Lucas, 1982) y continuadores.

Los modelos de equilibrio general no han podido reconciliar la volatilidad observada del consumo con la alta variabilidad de los retornos de activos en moneda extranjera. Sólo con aversiones al riesgo inusualmente altas, ambas variables resultan compatibles en este esquema teórico. Esto lleva a distintos autores (Lewis, 1995; Kawamura, 2010) a concluir que la prima de riesgo no parece tener suficiente apoyo para constituirse en la explicación principal de la EPT. Debido a esto, en la siguiente sección exploraremos una explicación alternativa: los errores sistemáticos en las expectativas.

3.1.2. Errores sistemáticos en las expectativas

En la teoría macroeconómica el análisis de expectativas ha ganado espacio progresivamente en la discusión teórica. Desde mediados de los años '70 gran parte de la modelización macroeconómica, incluida el análisis de la PDT, ha supuesto que los agentes poseían expectativas racionales, en el sentido de Muth (1981). Sin embargo, las limitaciones de la prima de riesgo como explicación general del EPT motivó la profundización del rol de las expectativas como posible explicación de las anomalías empíricas en la PDT.

Una de los primeras menciones sobre las expectativas es el “Peso Problem”. Este

⁸Capital Asset Pricing Model (CAPEM).

término describe una situación ocurrida en México cuando las tasas de interés en pesos mexicanos y en dolares no convergieron bajo un tipo de cambio fijo durante casi una década, lo que contradice abiertamente la PDT. La explicación se orientó a suponer que un diferencial de tasas positivo implicaba la expectativa de un ruptura del régimen cambiario. Sin embargo, mientras la fijación del tipo de cambio se mantuvo, predicciones basadas en el diferencial de tasas se encontraron sistemáticamente sesgadas. Entonces, recordando la ecuación (10), el sesgo producto del error de predicción durante el régimen de tipo de cambio fijo puede estimarse como:

$$b_{re} = -\frac{cov(\eta_{t+k}, fd_{t,t+k})}{var(fd_{t,t+k})} \quad (12)$$

En el caso del “Peso Problem”, el error de predicción tiene media distinta de cero y covaría negativamente con la prima a término, lo que podría explicar el EPT en economías con tipo de cambio fijo.

Otras causas de los errores de predicción señalados en la literatura (Kawamura, 2010) son:

- **Heterogeneidad de expectativas.** Esta explicación contempla el caso donde existen dos tipos de agentes: agentes con racionalidad perfecta y agentes que forman expectativas de forma no uniforme. En este escenario, las expectativas agregadas siguen un patrón no uniforme no predecible *ex ante*. Entonces la presencia de agentes no perfectamente racionales en el mercado puede desalentar la participación de los racionales por el riesgo excesivo que perciben. De esta manera, el equilibrio resultante muestra la exclusiva participación de los agentes no racionales y por lo tanto prevalece un equilibrio donde las expectativas no son racionales.
- **Aprendizaje bayesiano y racionalidad limitada.** Cuando agentes racionales incorporan la incertidumbre sobre los cambios en la distribución de los shocks, los errores pueden estar serialmente correlacionados. En este análisis, los agentes realizan sus predicciones del tipo de cambio dependiendo de la probabilidad asignada a la continuidad del régimen actual de tipo de cambio o de un nuevo régimen. De esta manera, los agentes actualizan sus proyec-

ciones sucesivamente a través de la aplicación de la regla de Bayes. Una vez ocurrido el cambio de régimen, la probabilidad que sus predicciones de tipos de cambio sean consistentes con el régimen anterior tiende a cero una vez que todos los agentes actualizan su distribución de probabilidades pasado determinado tiempo. Sin embargo, durante el proceso de actualización se observarían errores sistemáticos en las predicciones, que podrían explicar el EPT.

3.1.3. Otras explicaciones

Más recientemente han surgido otras explicaciones alternativas a las anteriores. Baillie y Bollerslev (2000) argumentan que el rechazo de la PDT podría deberse a la utilización de muestras reducidas. En particular, este estudio muestra que los resultados de las estimaciones de la PDT pueden ser altamente volátiles en el tiempo y por lo tanto, regresiones que comprenden períodos reducidos pueden ser poco representativas en ocasiones. En este análisis se destaca el uso innovador de estimaciones que abarcan un período fijo de tiempo (5 años) que se desplazan por la muestra en intervalos regulares (regresiones de ventana móvil) para mostrar que las conclusiones pueden variar de forma apreciable según el período estudiado.

Otras líneas de investigación han considerado que estimaciones lineales pueden proporcionar estimaciones sesgadas de los parámetros si la PDT es generada por un proceso no lineal. Baldwin (1990) desarrolla un modelo en el cual muestra que la existencia de costos de transacción genera una dinámica no lineal en la UIP. En este modelo, cuando el diferencial de tasas se sitúa en un entorno cercano de la depreciación del tipo de cambio, la dinámica del diferencial de tasas parece no influenciar a la dinámica del tipo de cambio cuando el arbitraje tiene costos de transacción elevados.

3.2. Estimación de la PDT en mercados emergentes *vis a vis* economías desarrolladas

La literatura sobre la PDT ha extendido su análisis a los mercados emergentes en forma reciente. La liberalización financiera ocurrida durante la década de los 80 y

90 en distintos países aumentó las posibilidades de arbitraje entre activos locales y extranjeros con bajos costos de transacción. Como consecuencia de este proceso el mercado internacional de divisas ha incorporado el intercambio de monedas de países emergentes y se crearon mercados de derivados que han permitido la utilización de futuros como herramienta de cobertura. Ambas tendencias han mejorado la información disponible para nuevas investigaciones.

Dentro de la creciente literatura, a la que este estudio intenta contribuir, pueden identificarse dos tipos de investigaciones: (i) trabajos cuya motivación principal es comprender si existen diferencias entre los países emergentes y los desarrollados; (ii) estudios de caso, que concentran su atención en uno o varias economías y procuran profundizar los determinantes de la PDT.

En el primer caso, Bansal y Dahlquist (2000) se encuentran entre los primeros trabajos que efectuaron una comparación sistemática entre mercados emergentes y desarrollados, utilizando información sobre 28 países entre 1976 y 1998, clasificándolos en emergentes o desarrollados⁹. Tanto los resultados de las estimaciones individuales como de apiladas (pooled) a 1 mes de plazo sugieren que: (i) la EPT se encuentra confinada a los países desarrollados; (ii) en países con menores niveles de ingreso, mayor incertidumbre en la tasa de inflación y considerados con mayor riesgo crediticio en general se obtienen estimaciones con menor sesgo (siendo $\beta > 0$ en varios casos). En la misma línea y utilizando información de alta frecuencia (diaria), Flood y Rose (2001) evaluaron la PDT en 13 países desarrollados y 10 economías emergentes durante la década de 1990 y obtienen resultados favorables para economías con alta inflación y por lo menos un quiebre en su régimen cambiario.

En la misma línea, Frankel y Poonawala (2010) analizan 26 economías, de las cuales 14 corresponden a países no desarrollados (incluyendo a México), entre diciembre de 1996 y abril de 2004. Utilizando dos técnicas econométricas distintas: Método Generalizado de Momentos (GMM) y Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SUR), estimaron la ecuación (6) a 1 mes de plazo con conclusiones similares a los obtenidos por Bansal y Dahlquist (2000): el sesgo presente en los países emergentes es sustancialmente menor que el existente en los países desarrollados. Sin embargo,

⁹Alternativamente, los autores también clasifican a los países según su Producto per Cápita (alto, medio o bajo)

en el caso de México, los resultados muestran que la EPT se encontraba presente ($\beta_{GMM} = -0,64$; $\beta_{SUR} = -0,86$).

Los estudios anteriores aportan evidencia a favor que el menor sesgo en los mercados emergentes es un hecho robusto a distintos períodos de análisis y metodologías. Loring y Lucey (2013) replican el trabajo de Frankel y Poonawala (2010) para el período entre junio de 2004 y septiembre de 2011 y concluyen que los sesgos resultaron similares en economías desarrolladas y emergentes en el período analizado, teniendo los futuros una capacidad predictiva cercana a cero. En el caso mexicano, los resultados resultan no estadísticamente distintos de cero. Estos autores sugieren que la diferencia sustancial encontrada por Frankel y Poonawala (2010) los países emergentes parece haberse desvanecido durante la década de los 2000. Adicionalmente, se preguntan acerca de la influencia de la Crisis Financiera Internacional en los resultados obtenidos.

Un análisis más profundo de la experiencia reciente se encuentra en Coudert y Mignon (2013) y Grossmann *et al.* (2014), que han centrado su atención en la PDT durante la Crisis Financiera Internacional (CFI) de 2008-2009 y encuentran que, en general, el EPT se encontraba presente en los mercados emergentes hasta el surgimiento de la CFI. A partir del 2008 ambos estudios obtiene resultados compatibles con la PDT en los tipos de cambio de países desarrollados y emergentes contra el dolar estadounidense (Coudert y Mignon, 2013) y el Euro y la Libra Esterlina (Grossmann *et al.*, 2014) entre 2008 y 2010.

En particular durante la crisis se obtiene estimaciones de β mayores a uno, significativas desde el punto de vista estadístico. Este resultado sugiere, para estos autores, que durante las crisis financieras la reversión del *carry trade* induce una mayor predictibilidad en los tipo de cambio y por lo tanto es más factible obtener resultados compatibles con la PDT.

Estos hallazgos recientes tienen importantes consecuencias para las teorías basadas en la prima de riesgo. Las estimaciones obtenidas de $\hat{\beta}$ superiores a uno implican que la varianza del tipo de cambio resultaría sustancialmente mayor que la varianza de la prima de riesgo (FHS) (Froot y Frankel, 1989). De esta manera, la prima de riesgo no puede constituirse en la explicación exclusiva de la volatilidad del tipo de

cambio durante las crisis.

Alternativamente es plausible suponer un proceso de aprendizaje acerca de la dinámica del tipo de cambio durante las crisis. En este escenario, coeficientes superiores a uno pueden reflejar un proceso donde la tendencia a la depreciación es de conocimiento “común” para los inversores. Sin embargo, la magnitud de la depreciación resulta difícil de estimar con precisión, que podría actualizarse mediante aprendizaje bayesiano a medida que se desarrolla la crisis. De este modo, podrían observarse errores sistemáticos en los pronósticos que covarían positivamente con la prima a término y causan los sesgos positivos comentados anteriormente.

Es importante resaltar que los resultados de Grossmann *et al.* (2014) se apoyan en el análisis de contratos de futuros con vencimiento a 1, 3, 6 y 12 meses. La inclusión de distintos plazos brinda información adicional sobre la capacidad predictiva de los futuros a mediano plazo. También intentan estimar si existen asimetrías en la PDT en presencia de apreciaciones/depreciaciones reales, en base a un tipo de cambio de Paridad de Poder Adquisitivo. Esta hipótesis encuentra evidencia mixta.

En general se observa que la literatura ha avanzado en la comprensión de la vigencia de la PDT en los países en vías de desarrollo. En estos países, los estudios realizados muestran que, en general, la estabilidad macroeconómica alcanzada a partir de los 2000 parece haber reducido la predictibilidad encontrada durante la década anterior. Sin embargo, los estudios en general han incluido escasos representantes de América Latina en las muestras utilizadas, por lo cual resulta difícil extender sus conclusiones a nuestra región.

3.3. La PDT en América Latina: estudios de caso

Otra de las debilidades de los estudios que agrupan a los países según su nivel de desarrollo es que no profundizan en los determinantes particulares de la PDT en cada economía. En este sentido, los estudios de caso contribuyen a (i) la modelización de la PDT en modelos macroeconómicos de pronóstico con fines de política; (ii) la evaluación de la eficiencia predictiva de los mercados de futuros en la estimación de los tipos de cambio.

En un estudio a nivel regional Carvalho *et al.* (2004) analiza la validez de la PDT suponiendo expectativas racionales para Argentina, Brasil, Chile y México para el periodo 1990-2001. Las tasas de interés utilizadas fueron la tasa de Money Market (Argentina), Selic (Brasil), de instrumentos de corto plazo del Banco Central (Chile), de las letras de corto plazo emitidas por el Gobierno Federal (México) y las notas del Tesoro a tres meses de plazo (Estados Unidos). De esta manera, este estudio tiene una marcada heterogeneidad entre los activos comparados, sobre todo en el plazo y emisor de los instrumentos. Utilizando técnicas de datos de panel rechaza la PDT como válida para el conjunto de los países de la muestra en el período analizado. Sin embargo, resultaría válida para Argentina, Chile y México entre 1991 y 2000, a causa del alto grado de movilidad de capital presente en estos países.

Melander (2009) consideró el caso de Bolivia entre Abril de 1994 y Noviembre de 2006. Para eliminar el riesgo jurisdiccional y ante la inexistencia de mercados de futuros, utilizó el diferencial entre las tasas de interés de los depósitos bancarios en dólares y en moneda local a un plazo de entre 1-30 y 367-720 días. Los valores obtenidos del coeficiente β (ecuación (6)), utilizando MCC, oscilan entre 0,02 para el plazo más lejano hasta 0,31 para los depósitos hasta 30 días de plazo, siendo estadísticamente significativos los coeficientes de los depósitos hasta 90 días. Estos resultados otorgan una capacidad predictiva positiva aunque moderada al diferencial de tasas, en especial cuando éstas corresponden a un horizonte de corto plazo.

En el caso brasileño, una serie de trabajos han analizado distintos aspectos de la PDT con una profundidad mayor a otros países latinoamericanos. Garcia y Olivares (2001) centraron su atención en estimar la ecuación durante la vigencia del Plan Real utilizando observaciones mensuales entre abril de 1995 y diciembre de 1998. Su motivación principal es verificar las conclusiones principales de Fama para la economía brasileña, que descansan en el supuesto de expectativas racionales.

En este aspecto, los resultados obtenidos rechazan la eficiencia del mercado de futuros. Las estimaciones del coeficiente β son positivas aunque estadísticamente no distintas de cero. Simultáneamente, los autores no logran rechazar la hipótesis que $\beta = 1/2$ por lo que la varianza de la prima de riesgo no resultaría distinta a la varianza del tipo de cambio. Los autores interpretan estos resultados como una evidencia

que apoya la tesis de Bansal y Dahlquist (2000) acerca de la distinta naturaleza de la PDT en los mercados emergentes.

Una característica distintiva de este estudio es que intenta estimar la prima de riesgo mediante un enfoque de extracción de señal. En este modelo, el exceso de retorno es entendido como la suma de una señal (la prima de riesgo) y un ruido blanco (el error de expectativa). La señal, por su parte, es modelado como un proceso autorregresivo de primer orden -AR(1)-. Mediante técnicas de filtrado de Kalman, obtienen la estimación de la prima de riesgo y por diferencia, la depreciación esperada. Sin embargo, no profundizan acerca del rol de la prima de riesgo en la validación empírica de las hipótesis.

Esta tarea es abordada por Chrity *et al.* (2006), quienes utilizando la misma base de datos y metodología que Garcia y Olivares, obtienen varias conclusiones interesantes: (i) la prima de riesgo es un factor significativo para explicar el sesgo en la estimación de la PDT entre 1994 y 1998; (ii) las regresiones auxiliares (siguiendo a Froot y Frankel (1989)) no permiten rechazar la hipótesis de expectativas racionales, es decir, parecen no encontrar evidencia acerca de errores sistemáticos en las expectativas. Los autores argumentan que esto puede explicarse por el régimen cambiario vigente durante el Plan Real (*crawling peg*)(Averbug, 2002). Sin embargo, es importante notar que este resultado también puede ser consecuencia del modelo de extracción de señal utilizado, que modela a las expectativas del tipo de cambio como la suma del tipo de cambio futuro más innovaciones que se comportan como un proceso ruido blanco.

Por su parte, Ferreira (2009) analiza los determinantes de las desviaciones *ex ante*¹⁰ de la PDT entre 2001 y 2007 en Brasil. Este trabajo estima las desviaciones mediante el relevamiento diario de expectativas de mercado que realiza el Banco Central de Brasil, lo que constituye una de los pocos antecedentes del uso de encuestas en el análisis de la PDT para países en desarrollo.

Utilizando un proceso automatizado para evaluar distintas variables explicativas, concluye que la desviación *ex ante* se encuentra afectada por variables locales (riesgo país, resultado de la cuenta corriente, tasa de inflación, cambio en los términos del

¹⁰Bajo el supuesto de expectativas racionales, la desviación *ex ante* es equivalente a la definición de prima de riesgo predecible.

intercambio) y externas (variación de los índices accionarios y en la tasa de desempleo estadounidense).

El Modelo Económico Pequeño, desarrollado para Argentina por Elosegui *et al.* (2007), presenta una especificación de la PDT para Argentina distinta a las presentadas anteriormente, que resulta más apropiada en modelos dinámicos y estocásticos de equilibrio general (DSGE). En lugar de las variables en niveles, el modelo utiliza la desviación de las tasas de interés local e internacional respecto de su valor de equilibrio de largo plazo como variable relevante para predecir la trayectoria futura del tipo de cambio.

Los autores argumentan además que la prima de riesgo variable en el tiempo tiene un rol relevante en la especificación del modelo y que no todos los agentes en el mercado de divisas necesariamente optimizan en base a los fundamentales del tipo de cambio de equilibrio. Suponen que existen actores que deciden su participación en el mercado de divisas en base a la evolución pasada del tipo de cambio (cartistas). Derivan entonces la siguiente especificación de la PDT, denominada Paridad no Cubierta de Tasas de Interés Ajustada por riesgo:

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^f + E(\Delta \hat{s}_t) + D(L)(\Delta s) + \hat{p}r_t \quad (13)$$

donde \hat{i}_t y \hat{i}_t^f corresponden a la desviación del tipo de interés local y extranjero respecto de los valores de largo plazo, $\hat{p}r_t$ es la desviación de la prima de riesgo respecto de sus valores de largo plazo y $D(L)(\Delta s)$ son los valores pasados de las desviaciones del tipo de cambio respecto del tipo de cambio de equilibrio.

Recientemente Matarelli (2008) obtiene evidencia para Argentina a favor acerca del poder predictivo de la PDT mediante estimaciones para el período 2003-2007 utilizando tanto el diferencial de tasas respecto a Estados Unidos como estimaciones de la prima a término. En este trabajo se estima un modelo de PDT aumentado con la variación de reservas internacionales como variable explicativa, en un contexto donde el Banco Central persigue un objetivo de tipo de cambio real. Sin embargo, Neyro (2013) encuentra que estos resultados pueden ser no robustos a la utilización de una ventana temporal más amplia (2004-2011) que incluye la reciente crisis financiera internacional ($\hat{\beta} = -0,37$). Adicionalmente, se obtiene evidencia mediante

un modelo de series de tiempo no lineal que la PDT se cumple en el 70 % del período analizado.

En general, los estudios reseñados para países en desarrollo se limitan a estimar la PDT utilizando el diferencial de tasas de interés o la prima a término, en caso de encontrarse disponible información de futuros cambiarios. Se observa que son escasas las referencias a la estabilidad temporal de las estimaciones y a las diferencias predictivas a lo largo de la estructura temporal de los contratos de futuros, que si se observan en la comparación entre las economías desarrolladas y emergentes. Es importante destacar también que la literatura revisada ofrece evidencia muy reducida acerca del rol de la prima de riesgo y las expectativas cambiarias luego de la implementación de regímenes de metas de inflación en algunos países latinoamericanos en los 2000. Este trabajo proveerá evidencia en estos aspectos.

4. Evidencia reciente en América Latina

4.1. Introducción

El objeto de esta sección es el análisis de la PDT en Brasil y México entre 2000 y 2015¹¹, un período con escasa evidencia previa y que resulta interesante por la aplicación de regímenes de Metas de Inflación (MI) en ambos países y la ocurrencia de la Crisis Financiera Internacional, que afectó a países desarrollados y emergentes.

Como dijimos, Brasil y México presentan similitudes en sus esquemas de política monetaria desde principios de la década de los 2000. Desde 1999 en Brasil (Bogdanski *et al.*, 2000) y 2001 en México (Ramos-Francia y Torres, 2005), los respectivos Bancos Centrales adoptaron formalmente regímenes de MI. En forma estilizada, en un régimen de MI, el Banco Central anuncia la inflación deseada y utiliza la tasa de interés de referencia como instrumento de política monetaria. Esta última se encuentra determinada típicamente en función de la desviación de la inflación respecto de la tasa de inflación objetivo y la brecha de producto (Regla de Taylor).

Es importante notar que, bajo un régimen de MI puro, la estabilidad del tipo de

¹¹La ausencia de series de contratos de futuros en otros países de América Latina con igual cobertura temporal redujo la cantidad de casos analizados.

cambio no es un objetivo prioritario del Banco Central por lo que en principio el tipo de cambio es flotante con escasas restricciones a la movilidad de capitales. Sin embargo, no pueden descartarse *a priori* intervenciones que apunten a morigerar tendencias a la (a)depreciación del tipo de cambio real por parte de los Bancos Centrales, que no resultan del todo compatibles con un régimen de MI (Mishkin y Savastano, 2000).

De esta manera, el régimen cambiario anunciado oficialmente (*de jure*) puede diferir del régimen efectivo o *de facto*. Por ello, el Fondo Monetario Internacional, en su Informe Anual de Esquemas y Restricciones Cambiarias, brinda una evaluación sobre el régimen cambiario vigente en los países miembros. En este reporte, Brasil y México fueron clasificados sistemáticamente dentro de los países con tipo de cambio *de facto* flotante (F.M.I., 2003, 2007, 2010, 2015), que coincide con el régimen anunciado formalmente.

Sin embargo, es importante considerar que los Bancos Centrales de Brasil y México realizaron reiteradas intervenciones en los mercados cambiarios (Frenkel y Rapetti, 2010; Bermudez, 2014) en el período de interés. Sin embargo, estas intervenciones han tenido como intención moderar la alta volatilidad de los mercados cambiarios (Frenkel y Rapetti, 2010), sin perseguir un objetivo de tipo de cambio real. En este escenario, la variación de reservas internacionales no es una variable de interés para predecir la dinámica del tipo de cambio y por lo tanto no será incluida como variable explicativa en las estimaciones¹².

4.2. Datos y metodología utilizada

Los datos utilizados en esta sección son los siguientes:

- series diarias de tipos de cambio *spot* publicados por los respectivos bancos centrales;
- series diarias de tasas de interés. La tasa de interés extranjera utilizada es la LIBOR a 1 y 3 meses de plazo en dólares estadounidenses. Para el caso brasi-

¹²Véase Matarelli (2008) para un caso donde la variación de reservas internacionales es una variable relevante en la dinámica del tipo de cambio nominal cuando el Banco Central persigue un objetivo de tipo de cambio real.

leño se utiliza la tasa de los Certificados de Depósito Interbancario (CDI) a un día, que constituye una referencia del rendimiento de los depósitos bancarios. En el caso de México, se utiliza la Tasa de Interés Interbancaria de Equilibrio (TIIE) a 28 y 90 días, respectivamente, determinada por el Banco de México.

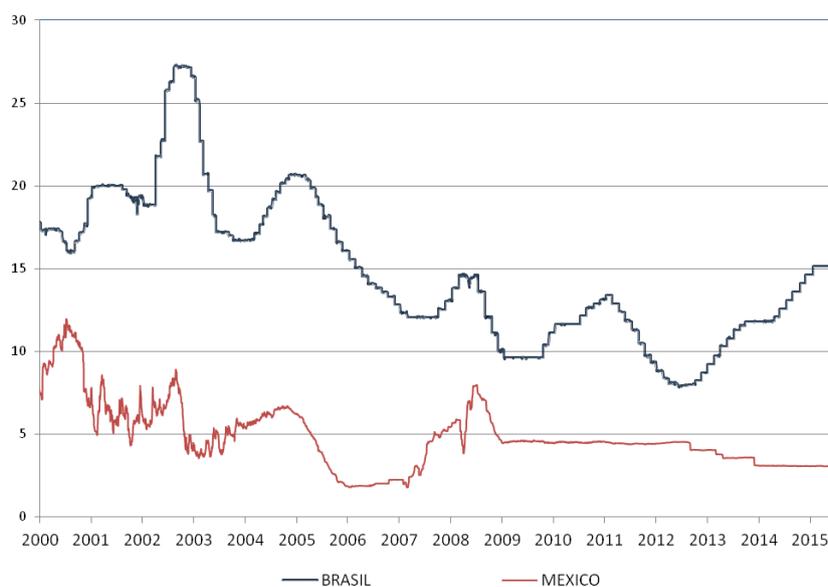
- series diarias de futuros del Peso Mexicano (MXN/USD) en el Mercado Mexicano de Derivados (MexDer) y de Non Delivable Forwards (NDF) del Real Brasileño (BRL/USD) a 1 y 3 meses entre el 11/07/2000 y el 03/12/2015 provistos por el sistema de información financiera Reuters.

A modo de introducción a la dinámica de las variables de interés, se presentan a continuación gráficos del tipo de cambio nominal (en niveles) y del diferencial de tasas a un mes para ambos países.

Figura 1: Tipo de cambio del Real y el Peso Mexicano contra el dólar estadounidense (Base 1=11/07/2000)



Figura 2: Diferencial de tasas de interés - 1 mes
(en porcentaje anual)



Resulta evidente la alta volatilidad de los tipos de cambio, que excede ampliamente a la del diferencial de tasas de interés. Esta volatilidad se combina con tendencias a la apreciación/depreciación de mediano plazo, que se observan claramente en el Real y en menor medida en el Peso Mexicano.

Se han construido series diarias¹³ con el logaritmo de la depreciación de la moneda local, la prima a término y el diferencial de tasas de interés a 1 y 3 meses de plazo¹⁴. A continuación presentamos estadísticas descriptivas de las variables de interés (en logaritmos).

¹³El uso de series diarias intenta evitar el posible sesgo proveniente de elegir observaciones de un determinado día de la semana o del mes. Sin embargo, una posible desventaja de la utilización de series donde el horizonte de predicción supera a la frecuencia de los datos (en este caso, diaria) es la presencia de autocorrelación en los errores de las predicciones (Hansen, 1982; Jongen *et al.*, 2008)

¹⁴A los efectos del cálculo, en caso que el día $t+k$ utilizado para el cálculo fuera no hábil se utilizó el día hábil siguiente.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas - 1M.

Variable	Obs.	Media	Desvío Std.	Min	Max	Q_{20}^*
BRL/USD	3862	0,41 %	4,82 %	-14,87 %	32,53	18502
FDBRL	3756	0,78 %	0,83 %	-10,52 %	6,81	3323
MXN/USD	3879	0,30 %	2,77 %	-13,04 %	22,86	15783
FDMXN	3830	0,29 %	0,63 %	-7,29 %	12,23	3719

Fuente: elaboración propia utilizando STATA 13.

*Prueba Portmanteau H0: la serie se comporta como ruido blanco. Se rechaza en todos los casos.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas - 3M.

Variable	Obs.	Media	Desvío Std.	Min	Max	Q_{20}^*
BRL/USD	3760	1,28 %	9,26 %	-22,96 %	40,46 %	29838
FDBRL	3700	2,37 %	1,35 %	-8,26 %	9,63 %	14444
MXN/USD	3665	0,93 %	5,15 %	-15,53 %	30,18 %	26179
FDMXN	3812	1,23 %	1,14 %	-8,26 %	13,34 %	19002

Fuente: elaboración propia utilizando STATA 13.

*Prueba Portmanteau H0: la serie se comporta como ruido blanco. Se rechaza en todos los casos.

Es de gran importancia conocer la existencia de raíces unitarias en las series utilizadas para elegir metodologías econométricas adecuadas según la estacionariedad de aquellas. Los *test* de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillip-Perron (PP)¹⁵ confirman la estacionariedad de las series de la prima a término y de la depreciación del tipo de cambio.

Sin embargo, el diferencial de tasas de interés resulta integrado de orden 1 según los *test* ADF y PP¹⁴. La posibilidad de que la prima a término o el diferencial de tasas tenga un comportamiento no estacionario fue tempranamente advertido en la literatura (Meese y Singleton, 1982). Este resultado fue recientemente obtenido por distintos autores (Melander, 2009; Marinković *et al.*, 2016) para otras economías en desarrollo, que mencionan que podría inclusive deberse a una escasa potencia de los *test* utilizados. Ante la posibilidad de no estacionariedad, Loring y Lucey (2013) y Marinković *et al.* (2016), siguiendo a Engle y Granger (1987), recomiendan verificar que los residuos de estimaciones mediante MCC tengan un comportamiento estacionario. En este trabajo seguiremos esta última metodología.

¹⁵Véase el anexo C para un detalle de los resultados de cada prueba.

En lo que sigue estimaremos las siguientes especificaciones en retornos de la PDT, según se utilice la prima a término o el diferencial de tasas de interés como predictor del tipo de cambio futuro:

$$\Delta s_{ki} = \alpha_1 + \beta_1 FD_{ki} + \epsilon_i \quad (14)$$

$$\Delta s_{ki} = \alpha_2 + \beta_2 IntDif_{ki} + \epsilon_i \quad (15)$$

$$\forall k = 1, 3$$

$$\forall i = Brasil, Mexico$$

donde Δs corresponde al logaritmo de la variación del tipo de cambio, FD a la prima a término ($\ln(F_{t,t+k}) - \ln(s_{t,t+k})$) y $IntDif$ al diferencial de tasas de interés ($\ln(1 + i_{t,t+k}) - \ln(1 + i_{t,t+k}^f)$).

Cuando sea posible, la estimación de la PDT se realizará por dos métodos complementarios: el Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés) y las Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR, por sus siglas en inglés). GMM es un método de estimación asintóticamente consistente aún en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación. Estas propiedades son ventajosas para la estimación de la PDT y fueron reconocidas en forma temprana por la literatura econométrica¹⁶. No resulta extraño entonces la extendida utilización de GMM en la estimación de la PDT en la literatura empírica. (Fama, 1984; Hodrick y Srivastava, 1986; Frankel y Poonawala, 2010).

Un requisito fundamental para el uso apropiado de GMM es la estacionariedad de las series de datos utilizadas. En nuestro caso, el análisis empírico previo sobre la estacionariedad confirma la ausencia de raíces unitarias en la prima a término y la depreciación de tipo de cambio.

Sin embargo, la literatura revisada también han utilizado de forma complementaria el método de Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SUR), desarrollado en Zellner (1962). Este estimador es un caso particular de la estimación simultánea de un sistema de ecuaciones mediante GMM (Hayashi, 2000) y presenta ganancias de

¹⁶En su trabajo seminal sobre GMM (Hansen, 1982), Hansen notó que "There is a variety of application in which is important to have the asymptotic which accomodates this features. In testing market efficiency and the rationality of observed forecast using least squares procedures, can oftentimes encounters situations in which the implied forecast interval exceded the sampling interval giving rise to serially correlated forecast error."

eficiencia respecto de la estimación individual (i) cuanto menor sea la correlación de los regresores y (ii) cuanto mayor sea la correlación en las innovaciones entre individuos (en nuestro caso, países). *A priori*, es plausible suponer que los *shocks* externos que recibieron Brasil y México durante el período analizado resultan similares y por lo tanto los errores se encuentran correlacionados.

4.3. Resultados principales

Esta sección presenta los resultados principales del artículo. A continuación se estima la PDT para el período 2000-2015 para Brasil y México utilizando tanto el diferencial de tasas como la prima a término como predictores. También analiza la estabilidad temporal de los resultados obtenidos para el mercado de futuros mediante estimaciones iterativas y de ventana móvil, en línea con lo realizado por Bansal y Dahlquist (2000); Garcia y Olivares (2001) y Grossmann *et al.* (2014) y la presencia de quiebres estructurales.

4.3.1. Diferencial de tasas de interés

Se presentan a continuación los resultados correspondientes al diferencial de tasas de interés como variable explicativa estimados mediante MCC. Siguiendo a Loring y Lucey (2013); Marinković *et al.* (2016) se analiza también la estacionariedad de los residuos de las estimaciones, que resultan estacionarios en todos los casos¹⁷.

Tabla 3: Diferencial de tasas ($\Delta S_{kM} = \alpha_2 + \beta_2 IntDif_{kM} + \epsilon_t$)

Plazo	Economía	Período	α_2	β_2
1 mes	BRL	11/07/00 - 30/11/15	0,010*	-0,698*
	MXN	11/07/00 - 30/11/15	0,005*	-1.240*
3 meses	BRL	11/07/00 - 01/09/15	0,009*	-.0498**
	MXN	11/07/00 - 01/09/15	-0,009*	-0,001

Fuente: elaboración propia utilizando STATA 13.

(*)(**)(***) significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los resultados obtenidos muestran que el diferencial de tasas de interés es un estimador sesgado del tipo de cambio futuro en el corto plazo (1 mes), en línea con el

¹⁷Véase el anexo D para un detalle de los resultados de cada prueba.

Enigma de la Prima a Término. En cambio los resultados para tres meses muestran que el diferencial de tasas muestra un poder predictivo cercano a cero.

El sesgo observado implica que un aumento en el diferencial de tasas produce una apreciación nominal del tipo de cambio a corto plazo, que parece diluirse para plazos mayores. La literatura reciente (James *et al.*, 2009; Backus *et al.*, 2013) ha comenzado a relacionar el EPT con los movimientos de capital que buscan aprovechar el diferencial de tasas entre dos países (conocidos como operaciones de *carry trade*). En este esquema, el incremento del diferencial de tasas como producto de decisiones de política monetaria doméstica puede inducir apreciaciones en el corto plazo (Coudert y Mignon, 2013).

4.3.2. Prima a término

En esta sección analizaremos las estimaciones de la PDT utilizando información proveniente de los mercados de futuros a 1 y 3 meses. En la siguiente tabla se muestran los resultados obtenidos mediante GMM y SUR.

Tabla 4: Prima a término (Estimaciones por país)($\Delta S_{kM} = \alpha_1 + \beta_1 FRD_{kM} + \epsilon_t$)

Plazo	País	Período	GMM			SUR			
			α_1	$\hat{\beta}_1$	$\beta_1 = 1^1$	α_1	β_1	$\beta_1 = 1^1$	BP^2
1M	BRL	07/2000-11/2015	0,001	0,513*	18,92 (0,00)	-0,001	0,465*	44,59 (0,00)	979,2
	MXN	07/2000-11/2015	-0,002*	0,584*	7,33 (0,01)	0,002*	0,406*	95,70 (0,00)	(0,00)
3M	BRL	07/2000-09/2015	-0,005***	0,252**	46,46 (0,00)	0,008*	0,010*	114,26 (0,00)	1463,8
	MXN	07/2000-09/2015	-0,003*	0,521*	17,16 (0,00)	0,008*	0,159*	209,21 (0,00)	(0,00)

Fuente: elab. propia utilizando STATA 13. (*)(**)(***) significatividad al 1%, 5% y 10%.

(1) Estadístico de prueba Test de Wald $H_0 : \beta_1 = 1$. P-values entre paréntesis.

(2) Estadístico del test Breusch-Pagan de ausencia de correlación de residuos. P-values entre paréntesis.

Los resultados indican que los futuros a 1 mes tienen una capacidad predictiva positiva pero menor a 1, en tanto que los futuros a 3 meses tienen una capacidad predictiva inferior y en ocasiones cercano a cero (estimador SUR a tres meses). Las

diferencias según el horizonte de predicción son consistentes con la intuición de que los agentes tienen menor capacidad predictiva en plazos más lejanos. Sin embargo, la presencia de estimaciones positivas en todos los casos muestra evidencia a favor de la predictibilidad de los tipos de cambio, especialmente a corto plazo. Sin embargo, los test de Wald rechazan la vigencia de la PDT ($\beta = 1$) en todos los casos.

Estos resultados resultan superiores a los valores obtenidos por Grossmann *et al.* (2014) para un conjunto de monedas de economías emergentes entre 1999 y 2013 y parecen apoyar también la tesis de que los países en desarrollo poseen una mayor predictibilidad en sus tipos de cambio. En el caso de México, los resultados muestran una mayor capacidad predictiva que los obtenidos por (Loring y Lucey, 2013) en el período 2004-2011.

Utilizando una variable *dummy* (que toma valor uno si la observación pertenece a Brasil, cero en otro caso) se analiza si es posible rechazar la hipótesis de que las estimaciones por país resultan distintas entre sí. Los resultados obtenidos muestran que no hay diferencias estadísticamente¹⁸ significativas entre ambos países en los plazos considerados. En base a esto, se presentan estimaciones apiladas¹⁹.

Tabla 5: Prima a término ($\Delta S_{kM} = \alpha_1 + \alpha_2 D_1 + \beta_2 FRD_{kM} + \beta_3 (D_1 * FRD_{kM}) + \epsilon_t$)

Plazo	α_2	β_3	$\hat{\beta}_{Pooled}$
1M	-0,0024***	-0,0713	0,5393*
3M	0,0017	-0,2692***	0,3194*

Fuente: elab. propia utilizando STATA 13. (*)(**)(***) significatividad al 1%, 5% y 10%

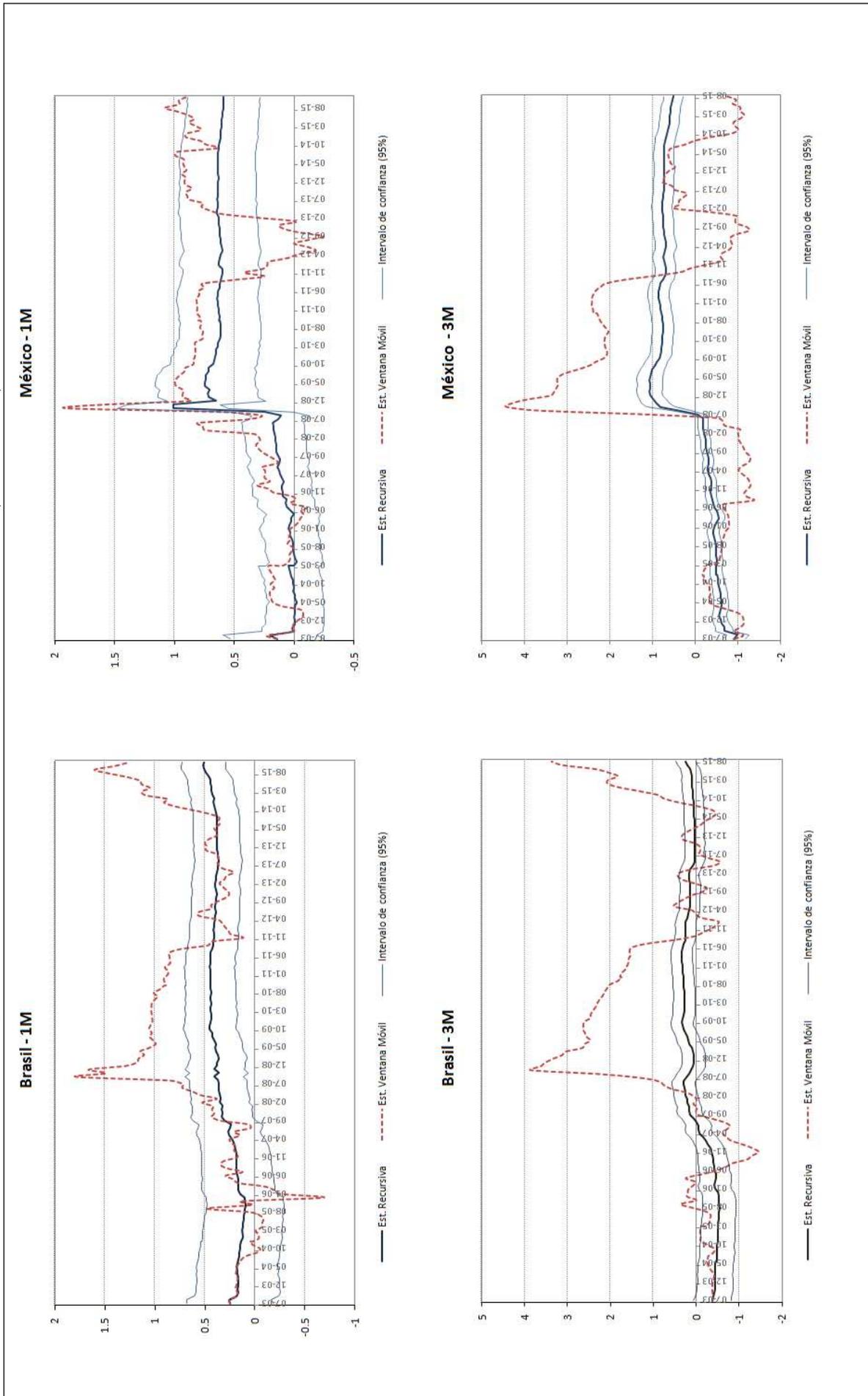
Estimación robusta a heterocedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

Es importante considerar que estos resultados podrían ser poco representativos dada la longitud de la muestra y la alta volatilidad observada en las series de interés. Como una primera aproximación a este problema se generaron estimaciones recursivas y de ventana móvil mediante GMM, que se presentan en los gráficos siguientes. Las estimaciones recursivas comienzan con una submuestra de un tamaño de 3 años, que se incrementa 30 días adicionales en cada iteración. Por su parte, las estimaciones de ventana móvil utilizan una ventana de igual tamaño que las estimaciones recursivas (3 años), que se desplaza 30 días en cada estimación.

¹⁸Se fijó un nivel de significancia del 1%

¹⁹Pruebas de significatividad conjunta rechazan al 1% la utilización de efectos fijos en ambos plazos.

Figura 3: Estimaciones recursivas y de media móvil (GMM-OLS)



En los gráficos anteriores se observa una alta volatilidad del signo como en la significatividad de las estimaciones de ventana móvil. Como es esperable, las estimaciones recursivas tienen mayor estabilidad, lo que permite extraer algunas conclusiones de interés.

En el caso brasileño la estimaciones recursivas a un mes de plazo son sistemáticamente mayores a la obtenidas para tres meses. Por lo tanto, la conclusión de que los futuros a un mes predicen el tipo de cambio futuro con mayor precisión que a tres meses parece encontrar apoyo. En el caso mexicano, esto no resulta tan evidente, ya que las estimaciones recursivas a tres meses luego de la crisis financiera internacional se ubican levemente por encima de las estimaciones a un mes. Antes de la crisis, se observa la situación inversa.

Las estimaciones móviles muestran en particular un incremento abrupto de $\hat{\beta}$ en el apogeo de la crisis financiera internacional (segundo semestre de 2008), que alcanza niveles superiores a 2, para luego volver a valores pre crisis. Este comportamiento implica que los mercados de futuros parecen haber subestimado la magnitud de la depreciación ocurrida en sus monedas aunque no su dirección. Grossmann *et al.* (2014) obtienen resultados similares para un grupo de países en desarrollo y desarrollados respecto del euro y la libra esterlina.

También es relevante estudiar la presencia de quiebres estructurales en la PDT, que han despertado un creciente interés en la literatura. Sin embargo, Alper *et al.* (2009) señala que los quiebres estructurales no han sido suficientemente estudiados en los países en desarrollo. En este sentido este trabajo presenta a continuación resultados de distintas técnicas diseñadas para detectar quiebres estructurales aplicadas a la PDT.

Las pruebas para la detección de quiebres estructurales han ido evolucionando a través del tiempo. En primer lugar surgieron pruebas donde el punto de quiebre era proporcionado por el investigador, como en el conocido *test* de Chow (Chow, 1960). Más adelante se desarrollaron *tests* donde la localización de uno o más puntos de quiebre se realiza en forma endógena²⁰.

²⁰Véase Perron (2006) para un discusión sobre la literatura sobre los métodos econométricos disponibles para la detección de quiebres estructurales.

Dentro de esta última categoría se encuentran disponibles una amplia variedad de pruebas: test basados en sumas parciales de residuos (test CUSUM, desarrollado por Brown *et al.* (1975) y derivados), en la localización de uno o más quiebres mediante criterios de información (Criterio de Schwarz o Schwarz modificado (LWZ)) o en estadísticos derivados de regresiones cuya hipótesis nula es la presencia de un quiebre único (Quandt, 1960; Andrews, 1993), o múltiples quiebres (Bai y Perron, 1998, 2003).

Este trabajo utiliza test basados en criterios de información (LWZ) y en regresiones auxiliares (Quant-Andrews y Bai-Perron), que permiten detectar en forma endógena la localización temporal de los quiebres. Se descarta el test CUSUM debido a que su potencia tiende a cero en presencia de autocorrelación y no normalidad en los errores, de acuerdo a Deng y Perron (2008), lo que resulta poco apropiado para nuestro análisis. En las tablas siguientes se muestran los resultados obtenidos.

Tabla 6: Tests de quiebre estructural - Brasil

Plazo	Quandt-Andrews		Bai-Perron ¹		LWZ	
	1M	3M	1M	3M	1M	3M
Obs.	3756	3654	3756	3654	3756	3654
Quiebre(s) detectados	1	1	2	3	2	4
Fecha(s)	06/07/2011	06/06/2011	05/02/2003 09/07/2008	17/01/2003 09/01/2009 31/05/2011	05/02/2003 09/07/2008	17/01/2003 20/07/2006 07/10/2008 02/06/2011

Estimaciones robustas a la autocorrelación y la heterocedasticidad con muestras truncadas en un 15% y significatividad del 5% (E-Views 9).

(1) Test secuencial H0: L+1 versus L quiebres estructurales.

Tabla 7: Tests de quiebre estructural - México

	Quandt-Andrews		Bai-Perron ¹		LWZ	
Plazo	1M	3M	1M	3M	1M	3M
Obs.	3830	3662	3830	3662	3830	3662
Quiebre(s) detectados	1	1	4	3	2	4
Fecha(s)	13/11/2008	08/01/2009	02/10/2003 07/02/2006 13/11/2008 14/07/2011	07/02/2006 06/10/2008 25/04/2013	07/02/2006 06/10/2008	02/10/2003 04/04/2006 31/12/2008 15/04/2011

Estimaciones robustas a la autocorrelación y la heterocedasticidad con muestras truncadas en un 15 % y significatividad del 5 % (E-Views 9).

(1) Test secuencial H0: L+1 versus L quiebres estructurales.

Aunque no se observan resultados perfectamente homogéneos entre los distintos *tests*, se observa una coincidencia sobre la ocurrencia de repetidos quiebres estructurales. Los test que admiten múltiples quiebres indican que se produjeron entre 2 y 4 quiebres estructurales durante el período analizado. En el caso brasileño estos se localizan a comienzos de 2003, en el último semestre de 2008 y a mediados de 2011. En México, el primer quiebre estructural ocurrió entre el año 2004 y 2006, para luego volver a ocurrir en el último trimestre de 2008 y en 2011 ó 2013, dependiendo de la prueba.

En general, se confirma la ocurrencia de frecuentes quiebres estructurales en la PDT, tanto en períodos de relativa “calma” como en el momento más crítico de la crisis financiera internacional. Esto confirma la relevancia del análisis de los mismos en los países en desarrollo para la comprensión de la vigencia de las estimaciones econométricas de la PDT. Es decir, la presencia de un quiebre estructural podría ser de utilidad para limitar la cobertura temporal de las estimaciones de la PDT, de modo de obtener estimaciones econométricas utilizando observaciones pertenecientes a un mismo “régimen” de la PDT.

4.4. Prima de riesgo o errores sistemáticos de expectativas?

En la sección anterior se ha estimado la PDT para México y Brasil entre 2000 y 2015. En promedio las estimaciones resultan menores a la unidad en todos los casos

cuando utilizamos como variable explicativa la prima a término. Nuestro marco teórico identifica dos causas principales de estas desviaciones: la presencia de prima de riesgo y de errores sistemáticos de las expectativas. Bajo expectativas racionales, la prima de riesgo aparece como la principal explicación de la EPT cuando ésta varía negativamente con la prima a término.

Sin embargo, cuando eliminamos el supuesto de expectativas racionales, los errores en las expectativas aparecen como un elemento relevante en el análisis. En los mercados financieros, las expectativas pueden captadas mediante encuestas entre agentes del mercado²¹.

En esta sección analizaremos empíricamente el rol de ambos factores en los resultados obtenidos, utilizando encuestas de expectativas de mercado, en línea con desarrollado en Froot y Frankel (1989). Es importante notar que la utilización de encuestas ha ganado espacio en la literatura sobre países desarrollados²². Sin embargo, en la región sólo encontramos como antecedente a Ferreira (2009), donde se utilizaron encuestas de tipo de cambio en Brasil con el objetivo de estimar la desviación ex-ante en la PDT bajo expectativas racionales.

En lo que el autor considera un aporte original de este trabajo, estimaremos la composición del sesgo en un término debido a la prima de riesgo (b_{rp}) y otro debido a errores sistemáticos en las expectativas (b_{re}), que hemos definido anteriormente como:

$$b_{pr} = \frac{cov(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t,t+k}) + var(pr_{t,t+k})}{var(Fd_{t,t+k})}$$

$$b_{re} = -\frac{cov(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{var(Fd_{t,t+k})}$$

Ambos términos son estimables si se cuenta con encuestas de expectativas sobre el tipo de cambio futuro e información de contratos de futuros a similar plazo, que permitan estimar los errores de expectativas (η_{t+k}) y la prima de riesgo ($pr_{t,t+k}$). De esta manera, no es necesario suponer que los agentes poseen expectativas racionales.

²¹Es importante notar que para que las encuestas resulten de utilidad la información recopilada deben ser representativos de las expectativas promedio de los inversores, es decir, deben observarse sesgos aleatorios.

²²Vease MacDonald (2000); Jongen *et al.* (2008) para una revisión exhaustiva de esta literatura.

En el caso brasileño, el principal relevamiento disponible es la Encuesta de Expectativas de Mercado del Banco Central de Brasil (de aquí en adelante, EEM-BCB²³). La encuesta EEM-BCB brinda información diaria sobre las expectativas del mercado sobre diferentes variables desde noviembre de 2001. En particular, provee una serie diaria de la media, mediana y desvío estándar del tipo de cambio esperado para último día de los siguientes nueve meses.

Otra encuesta disponible es la realizada por el servicio de información financiera Reuters entre bancos de inversión y consultoras internacionales con un horizonte de un mes para Brasil, México y otros países de América Latina²⁴.

En base a la información proporcionada por las distintas encuestas y los contratos de futuros utilizados en la sección anterior, se construyeron series mensuales con la depreciación promedio esperada del tipo de cambio (Δs^e), la prima de riesgo (pr_{t+k}) y los correspondientes errores de predicción (η_{t+k}). Luego se calculó el sesgo asociado a la prima de riesgo y a los errores de predicción, que se presentan a continuación, junto con el coeficiente implícito ($\hat{\beta}_1$).

Tabla 8

Plazo	Moneda	Encuesta	Período	Obs.	b_{rp}	b_{re}	$\hat{\beta}_1 = 1 - b_{pr} - b_{re}$
1 mes	BRL	EEM-BCB	11/2001-10/2015	165	-0,22	-0,14	1,37
	BRL	Reuters	01/2011-10/2015	36	0,40	0,34	0,25
	MXN	Reuters	05/2013-11/2015	30	*	*	*
3 meses	BRL	EEM-BCB	11/2001-08/2015	163	-0,89	1,18	0,71

Fuente: elaboración propia utilizando STATA 13.

(*) No es posible computar la descomposición debido a que $\hat{\beta}_{OLS} = 2,22$ resulta estadísticamente no distinto de cero (P-value: 0,136).

A un mes de plazo, el término correspondiente a la prima de riesgo y los errores de expectativas tienen el mismo signo y conjuntamente explican un valor de $\hat{\beta}_1$ implícito superior a uno (1,37) según la encuesta EEM-BCB y de 0,25 según la encuesta de Reuters. A tres meses el sesgo debido a la prima de riesgo y los errores de expectativas poseen signos contrarios, siendo el $\hat{\beta}$ implícito igual a 0,75, lo que

²³La EEM-BCB, que incluye a más de 120 bancos, consultoras y fondos de cobertura locales y extranjeros, se encuentra disponible en <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>

²⁴El Banco Central de México recopila el tipo de cambio esperado promedio mensual, que es de escasa utilidad para el ejercicio propuesto.

confirma la menor predictibilidad del tipo de cambio a plazos más largos. Debido a la reducida cantidad de observaciones presentes en algunas de las encuestas utilizadas y la imposibilidad de calcular la descomposición en el caso mexicano, estos resultados representan una primera aproximación a este problema sólo para el caso brasileño.

De forma complementaria a las estimaciones anteriores, resulta interesante analizar la volatilidad del excedente de retorno y comprender cual es el principal factor de la volatilidad del exceso de retorno. Para ello, se presenta la correlación entre los errores de expectativas (EE) y la prima de riesgo (PR) con el exceso de retorno (ER). Los resultados obtenidos (ver Tabla N° 9) indican que el excedente de retorno es muy volátil y que los errores de expectativas son el principal determinante de las variaciones del ER (la correlación del exceso de retorno resulta superior a 0,63 mientras que la correlación de la prima de riesgo no supera el 15%).

Tabla 9: Exceso de Retorno

País	Encuesta	Plazo	Media	Varianza	Corr(ER,EE)	Corr(ER,PR)
BRL	EEM-BCB	1M	-0,005	0,0028	0,88	-0,04
BRL	Reuters	1M	0,038	0,0017	0,63	0,09
BRL	EEM-BCB	3M	-0,015	0,0075	0,94	0,13

Fuente: elaboración propia utilizando STATA 13.

En el caso brasileño, los trabajos que analizaron el rol de la prima de riesgo durante la vigencia del Plan Real (1994-98) Chrity *et al.* (2006) arrojaron resultados opuestos, es decir, asignaban una mayor importancia a la prima de riesgo como determinante del exceso de retorno. Estos resultados fueron obtenidos en un régimen cambiario de *crawling-peg* en un entorno de baja inflación.

Por lo tanto, la comparación entre ambos resultados parece indicar que el rol de los EE y la PR puede ser variable según el régimen cambiario vigente *de facto*. De esta manera, en regímenes de tipo de cambio flotante, el exceso de retorno parece derivarse de los errores de expectativas mientras que en un régimen de tipo de cambio fijo o con ajustes periódicos (*crawling peg*) la prima de riesgo juega un papel más relevante.

5. Conclusiones

La Paridad Descubierta de Tasas de Interés surge como una relación de igualdad de rentabilidades esperadas entre dos activos nominados en distintas monedas. En los últimos 40 años los sesgos observados en las estimaciones de la PDT ha dado lugar a una extensa literatura teórica y empírica que ha abordado el enigma de la Prima a Término desde distintas perspectivas. Entre las más importantes se encuentran el análisis del rol de la Prima de Riesgo cambiaria, los errores sistemáticos en las expectativas y por último, distintas explicaciones de índole metodológica y estadística.

Paralelamente, el interés sobre la PDT también comenzó a incluir a países en desarrollo. De esta manera, recientemente se han generado diversos estudios que intentan comprender como se comporta la PDT en las economías emergentes *vis a vis* las desarrolladas y también estudios de caso, que profundizan en la comprensión de la PDT en una economía en particular. En la revisión efectuada para la presente tesis se observa que los estudios comparativos sugieren que la diferencia en los resultados obtenidos entre economías emergentes y desarrolladas es fluctuante en el tiempo, con una escasa representación de países de América Latina.

En este trabajo se obtuvo evidencia sobre la vigencia de la PDT para Brasil y México entre 2000 y 2015. Se observa que el Enigma de la Prima a Término ($\beta < 0$) se encuentra presente en la estimación de la PDT estimada mediante el diferencial de tasas de interés. Esto puede ser interpretado como una consecuencia de operaciones que intentan aprovechar los diferenciales de tasas (*carry trade*).

Utilizando datos de contratos de futuros, la evidencia obtenida indica que, aunque no se verifica la PDT de forma continua, los sesgos observados son menores (en promedio) que los obtenidos en economías avanzadas, lo que apoya la tesis que los tipos de cambio resultan más predecibles en economías emergentes. Sin embargo, mediante estimaciones móviles y recursivas se comprueba que la volatilidad de los resultados durante el período analizado ha sido muy alta a la vez que se produjeron quiebres estructurales en la PDT en ambos países. De esta manera, podemos concluir que la capacidad predictiva de los mercados de futuros es en promedio positiva para México y Brasil aunque presentó fluctuaciones de importancia, en línea con los

resultados de Coudert y Mignon (2013); Grossmann *et al.* (2014).

Mediante el uso de encuestas de tipo de cambio con escasos antecedentes para países en desarrollo, se encuentra nueva evidencia en el caso brasileño a favor de los errores de expectativas como factor explicativo del diferencial de retorno *ex-post*. Cuando comparamos estos resultados con los obtenidos por Chrity *et al.* (2006) durante la vigencia del Plan Real, estos sugieren que la prima de riesgo cambiaria tiene un papel significativo en regímenes cambiarios fijos o semifijos y los errores de expectativas ganan preponderancia en un régimen de flotación, como el actualmente vigente en México y Brasil.

Es importante mencionar que el presente trabajo puede ser extendido en varios aspectos. En primer lugar, la inclusión de otras economías relevantes de la región puede expandir la evidencia regional presentada. En segundo lugar, la caracterización de la naturaleza de expectativas en los mercados cambiarios de América Latina, en línea con lo desarrollado en MacDonald (2000), Jongen *et al.* (2008) y los trabajos allí citados, resulta una extensión muy interesante que puede mejorar el conocimiento de los mercados cambiarios. Adicionalmente, la hipótesis esbozada sobre la relación entre el régimen cambiario y la fuente de los sesgos observada en la PDT requiere una evaluación teórica y empírica de mayor profundidad.

De esta manera, la presente tesis presenta una contribución a la literatura sobre la PDT en un período (2000-2015) para el que se encontraron escasos antecedentes mediante la utilización de contratos a futuros a distintos plazos y metodologías cuantitativas, elementos no siempre presentes en otros estudios sobre países de la región. Los hallazgos empíricos brindaron un conocimiento más profundo y actualizado sobre la dinámica de la PDT en las dos principales economías de América Latina (México y Brasil), que resultan de interés para formuladores de políticas e inversores en los mercados de futuros.

6. Referencias bibliográficas

- ALPER, C. E., ARDIC, O. P. Y FENDOGLU, S. (2009). The economics of the uncovered interest parity condition for emerging markets. *Journal of Economic Surveys* **23**(1), 115–138. URL <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00558.x>.
- ANDREWS, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* **61**(4), 821–856. URL <http://www.jstor.org/stable/2951764>.
- AVERBUG, A. (2002). The brazilian economy in 1994–1999: From the real plan to inflation targets. *The World Economy* **25**.
- BACKUS, D. K., GAVAZZONI, F., TELMER, C. Y ZIN, S. E. (2013). Monetary policy and the uncovered interest rate parity puzzle URL <http://bertha.tepper.cmu.edu/files/papers/bgtz.pdf>.
- BAI, J. Y PERRON, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* , 47–78.
- BAI, J. Y PERRON, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics* **18**(1), 1–22.
- BAILLIE, R. T. Y BOLLERSLEV, T. (2000). The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance* **19**(4), 471 – 488. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560600000188>.
- BALDWIN, R. E. (1990). Re-interpreting the failure of foreign exchange market efficiency tests: small transaction costs, big hysteresis bands. Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- BANSAL, R. Y DAHLQUIST, M. (2000). The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics* **51**(1), 115 – 144. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199699000392>.
- BASU, S. Y TAYLOR, A. M. (1999). Business cycles in international historical perspective. *The Journal of Economic Perspectives* **13**(2), 45–68. URL <http://www.jstor.org/stable/2647117>.
- BERMUDEZ, C. (2014). De facto exchange rate regimes and inflation targeting in latin america: Some empirical evidence from the past decade. *EconoQuantum* **11**, 31 – 57.
- BOGDANSKI, J., TOMBINI, A. A. Y WERLANG, S. R. D. C. (2000). Implementing inflation targeting in brazil .
- BRENNAN, M. J. Y XIA, Y. (2006). International capital markets and foreign exchange risk. *Review of Financial Studies* **19**(3), 753–795. URL <http://rfs.oxfordjournals.org/content/19/3/753.abstract>.

- BROWN, R. L., DURBIN, J. Y EVANS, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* **37**(2), 149–192. URL <http://www.jstor.org/stable/2984889>.
- CARVALHO, J. V., SACHSIDA, A., LOUREIRO, P. R. A. Y MOREIRA, T. B. S. (2004). Uncovered interest parity in argentina, brazil, chile, and mexico: A unit root test application with panel data. *Review of Urban and Regional Development Studies* **16**(3), 263–269. URL <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-940X.2005.00091.x>.
- CHOW, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica* **28**(3), 591–605. URL <http://www.jstor.org/stable/1910133>.
- CHRITY, D., GARCIA, M. G. Y MEDEIROS, M. C. (2006). Tendenciosidade do mercado futuro de cambio: Risco cambial ou erros sistematicos de previsao? *Revista Brasileira de Financas* **4**(2), 123–140.
- COUDERT, V. Y MIGNON, V. (2013). The “forward premium puzzle” and the sovereign default risk. *Journal of International Money and Finance* **32**, 491 – 511. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560612001349>.
- DENG, A. Y PERRON, P. (2008). A non-local perspective on the power properties of the cusum and cusum of squares tests for structural change. *Journal of Econometrics* **142**(1), 212 – 240. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407607001285>.
- ELOSEGUI, P., ESCUDÉ, G., GAREGNANI, L. Y PALADINO, J. M. S. (2007). Un modelo económico pequeño para Argentina. *Monetaria* **0**(3), 265–303. URL <https://ideas.repec.org/a/cml/moneta/vxxxxy2007i3p265-303.html>.
- ENGLE, R. F. Y GRANGER, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica* **55**(2), 251–276. URL <http://www.jstor.org/stable/1913236>.
- FAMA, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* **25**(2), 383–417. URL <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>.
- FAMA, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics* **14**(3), 319 – 338. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393284900461>.
- FERREIRA, A. L. (2009). Is it risk?: An automated approach to explain the ex ante uip deviations of brazil. *Cuadernos de economia* **46**, 52 – 66.
- FLOOD, R. P. Y ROSE, A. K. (2001). Uncovered interest parity in crisis: the interest rate defense in the 1990s. Working Paper WP/01/207, International Monetary Fund. URL <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01207.pdf>.

- F.M.I. (2003). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2003*. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. INTERNATIONAL MONETARY FUND. URL <https://books.google.com.ar/books?id=FVyZj-AiD5EC>.
- F.M.I. (2007). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2007*. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. INTERNATIONAL MONETARY FUND. URL <https://books.google.com.ar/books?id=BxJKRLnRyiQC>.
- F.M.I. (2010). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2010*. INTERNATIONAL MONETARY FUND. URL <https://books.google.com.ar/books?id=krjuo2UrxekC>.
- F.M.I. (2015). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2015*. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. INTERNATIONAL MONETARY FUND.
- FRANKEL, J. Y POONAWALA, J. (2010). The forward market in emerging currencies: Less biased than in major currencies. *Journal of International Money and Finance* **29**(3), 585–598.
- FRENKEL, R. Y RAPETTI, M. (2010). A concise history of exchange rate regimes in latin america. UMASS Amherst Economics Working Papers 2010-01, University of Massachusetts Amherst, Department of Economics. URL <https://ideas.repec.org/p/ums/papers/2010-01.html>.
- FROOT, K. A. Y FRANKEL, J. (1989). Forward discount bias: Is it an exchange risk premium? *The Quarterly Journal of Economics* **104**(1), 139–161. URL <http://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:qjecon:v:104:y:1989:i:1:p:139-161>.
- FROOT, K. A. Y THALER, R. H. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *The Journal of Economic Perspectives* **4**(3), 179–192. URL <http://www.jstor.org/stable/1942936>.
- GARCIA, M. Y OLIVARES, G. (2001). O premio de risco da taxa de cambio no brasil durante o plano real. *Revista Brasileira de Economia* **55**, 151 – 182.
- GIOVANNINI, A. Y JORION, P. (1989). The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets. *Journal of Finance* **44**(2), 307–325. URL <https://ideas.repec.org/a/bla/jfinan/v44y1989i2p307-25.html>.
- GROSSMANN, A., LEE, A. A. Y SIMPSON, M. W. (2014). Forward premium anomaly of the british pound and the euro. *International Review of Financial Analysis* **34**, 140 – 156. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521914000854>.
- HANSEN, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* **50**(4), 1029–1054. URL <http://www.jstor.org/stable/1912775>.
- HAYASHI, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press. URL <https://books.google.com.ar/books?id=kmPXmAECAAJ>.

- HODRICK, R. J. Y SRIVASTAVA, S. (1986). The covariation of risk premiums and expected future spot exchange rates. *Journal of International Money and Finance* **5**, S5 – S21. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/026156068690015X>.
- JAMES, J., KASIKOV, K. Y SECMEN, A. (2009). Uncovered interest parity and the fx carry trade. *Quantitative Finance* **9**(2), 123–127. URL <http://dx.doi.org/10.1080/14697680802564078>.
- JONGEN, R., VERSCHOOR, W. F. Y WOLFF, C. C. (2008). Foreign exchange rate expectations: Survey and synthesis. *Journal of Economic Surveys* **22**(1), 140–165. URL <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00523.x>.
- KAWAMURA, E. (2010). Valuación de activos: qué nos enseñan 50 años de investigación? In: *Progresos en Finanzas* (BEBCZUK, R., ed.), vol. 1, chap. 3. Temas Grupo Editorial, pp. 27–88.
- LEWIS, K. K. (1995). Puzzles in international financial markets. In: *Handbook of International Economics*, vol. 3 of *Handbook of International Economics*, chap. 37. Elsevier, pp. 1913 – 1971. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1573440405800176>.
- LINTNER, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics* **47**(1), 13–37. URL <http://www.jstor.org/stable/1924119>.
- LORING, G. Y LUCEY, B. (2013). An analysis of forward exchange rate biasness across developed and developing country currencies: Do observed patterns persist out of sample? *Emerging Markets Review* **17**, 14 – 28. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1566014113000496>.
- LUCAS, R. E. (1982). Interest rates and currency prices in a two-country world. *Journal of Monetary Economics* **10**(3), 335 – 359. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393282900320>.
- MACDONALD, R. (2000). Expectations formation and risk in three financial markets: Surveying what the surveys say. *Journal of Economic Surveys* **14**(1), 69–100. URL <http://dx.doi.org/10.1111/1467-6419.00105>.
- MARINKOVIĆ, S., RADOVIĆ, O. Y ŠEVIĆ, Ž. (2016). *Testing Uncovered Interest Parity for Structural Breaks: A Developing Country Perspective*. Cham: Springer International Publishing, pp. 121–137. URL https://doi.org/10.1007/978-3-319-40322-9_8.
- MATARELLI, C. (2008). Hipótesis de expectativas insesgadas y paridad descubierta de tasas: Evidencia reciente del caso argentino. Tesis de Licenciatura no publicada - Universidad de San Andrés.
- MCCALLUM, B. T. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics* **33**(1), 105 – 132. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304393294900167>.

- MEESE, R. A. Y ROGOFF, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies : Do they fit out of sample? *Journal of International Economics* **14**(1-2), 3–24.
- MEESE, R. A. Y SINGLETON, K. J. (1982). On unit roots and the empirical modeling of exchange rates. *The Journal of Finance* **37**(4), 1029–1035. URL <http://www.jstor.org/stable/2327764>.
- MELANDER, O. (2009). Uncovered interest parity in a partially dollarized developing country: Does uip hold in bolivia? (and if not, why not?). SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 716, Stockholm School of Economics. URL <https://ideas.repec.org/p/hhs/hastef/0716.html>.
- MISHKIN, F. S. Y SAVASTANO, M. A. (2000). Monetary policy strategies for latin america. Working Paper 7617, National Bureau of Economic Research. URL <http://www.nber.org/papers/w7617>.
- MUTH, J. F. (1981). *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*. University of Minnesota Press, ned - new edition ed., pp. 3–22. URL <http://www.jstor.org/stable/10.5749/j.ctttssh5.4>.
- NEYRO, J. (2013). Dinámica no lineal en la uncovered interest parity: el caso de argentina 2004-2012. In: *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política* (AAEP, ed.).
- PERRON, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave handbook of econometrics* **1**, 278–352.
- QUANDT, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association* **55**(290), 324–330. URL <http://www.jstor.org/stable/2281745>.
- RAMOS-FRANCIA, M. Y TORRES, A. (2005). Reducing inflation through inflation targeting: the mexican experience. *Monetary policy and macroeconomic stabilization in Latin America* , 1–29.
- SHARPE, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance* **19**(3), 425–442. URL <http://www.jstor.org/stable/2977928>.
- ZELLNER, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association* **57**(298), 348–368. URL <http://www.jstor.org/stable/2281644>.

Anexos

A. Descomposición del estimador $\hat{\beta}$

El estimador $\hat{\beta}_{MCC}$ puede expresarse de la siguiente manera:

$$\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, Fd_{t,t+k}) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})}$$

siendo $pr_{t+k} \equiv f_{t,t+k} - s_{t,t+k}^e$ y $\eta_{t+k} \equiv s_{t,t+k}^e - s_{t,t+k}$.

Teniendo en cuenta que $Fd_{t,t+k} = pr_{t+k} + \Delta s_{t,t+k}^e$, obtenemos que:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \frac{\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t+k} + \Delta s_{t,t+k}^e) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= \frac{\text{var}(\Delta s_{t,t+k}^e) + \text{cov}(pr_{t+k}, \Delta s_{t,t+k}^e) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= \frac{\text{var}(Fd_{t,t+k}) + \text{var}(pr_{t+k}) - 2\text{cov}(Fd_{t,t+k}, pr_{t+k}) + \text{cov}(pr_{t+k}, \Delta s_{t,t+k}^e) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= \frac{\text{var}(Fd_{t,t+k}) + \text{var}(pr_{t+k}) - 2\text{cov}(pr_{t+k} + \Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t+k}) + \text{cov}(pr_{t+k}, \Delta s_{t,t+k}^e) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= 1 + \frac{\text{var}(pr_{t+k}) - 2(\text{var}(pr_{t+k}) + \text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t+k})) + \text{cov}(pr_{t+k}, \Delta s_{t,t+k}^e) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= 1 + \frac{-\text{var}(pr_{t+k}) - \text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t+k}) + \text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= 1 - \frac{\text{var}(pr_{t+k}) + \text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} - \frac{-\text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{\beta} &= 1 - \hat{b}_{pr} - \hat{b}_{re} \\ \hat{b}_{pr} &= \frac{\text{var}(pr_{t+k}) + \text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, pr_{t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \\ \hat{b}_{re} &= \frac{-\text{cov}(\eta_{t+k}, Fd_{t,t+k})}{\text{var}(Fd_{t,t+k})} \end{aligned}$$

B. Resultado de Fama-Hodrick-Srivastava (FHS)

El objetivo de esta sección es demostrar el resultado de Fama-Hodrick-Srivastava, de importancia para el análisis del rol de la prima de riesgo en el sesgo observado en la PDT.

En este sentido es importante recordar que el exceso de retorno predecible (ERP) es igual la prima de riesgo ($ERP = \text{var}(rp) = \Delta s_{t,t+k}^e - f_{t,t+k} - s_{t,t+k}$) ya que suponemos expectativas racionales.

En lo que sigue se demuestra FHS: $\text{var}(pr) > \text{var}(\Delta s_{t,t+k}^e)$ si y solo si $\hat{\beta} < \frac{1}{2}$. Se parte de la varianza de ERP , que se descompone en:

$$\text{var}(ERP) = \text{var}(\Delta s_{t,t+k}^e) + \text{var}(f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) - 2\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}^e, f_{t,t+k} - s_{t,t+k})$$

Suponiendo $var(pr) > var(\Delta s_{t,t+k}^e)$ y $ERP = pr$, queda:

$$\begin{aligned} var(\Delta s_{t,t+k}^e) + var(f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) - 2cov(\Delta s_{t,t+k}^e, f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) &> var(\Delta s_{t,t+k}^e) \\ var(f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) - 2cov(\Delta s_{t,t+k}^e, f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) &> 0 \end{aligned}$$

Recordando que $\hat{\beta}var(f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) = cov(\Delta s_{t,t+k}^e, f_{t,t+k} - s_{t,t+k})$ la expresión anterior queda:

$$\begin{aligned} var(f_{t,t+k} - s_{t,t+k}) - 2(\hat{\beta}var(f_{t,t+k} - s_{t,t+k})) &> 0 \\ 1 - 2\hat{\beta} &> 0 \\ \hat{\beta} &< \frac{1}{2} \\ &q.e.d. \end{aligned}$$

C. Estacionariedad de la series de depreciación del tipo de cambio, la prima a término y el diferencial de tasas de interés

En este anexo se detallan los resultados de las pruebas de raíz unitaria de las series de depreciación del tipo de cambio, la prima a término y el diferencial de tasas de interés. El diferencial de tasas de interés resulta no estacionario en niveles por lo que se presentan también las pruebas sobre la primera diferencia de la serie.

Tabla 10: Pruebas de raíz unitaria - Series de interés

Serie	ADF		PP	
	Estadístico	Rezagos	Estadístico	Ancho de Banda
<i>BRLUSD</i> _{1M}	-4.908*	22	-9.744*	7
<i>BRLUSD</i> _{3M}	-4.782*	0	-4.885*	9
<i>MXNUSD</i> _{1M}	-4.568*	20	-10.589*	12
<i>MXNUSD</i> _{3M}	-4.373*	0	-4.338*	4
<i>FDBRL</i> _{1M}	-9.704*	6	-76.401*	41
<i>FDBRL</i> _{3M}	-2.401	21	-50.254*	42
<i>FDMXN</i> _{1M}	-10.453*	8	-65.968*	39
<i>FDMXN</i> _{3M}	-5.441*	10	-25.365*	32
<i>IntDBRL</i> _{1M}	-0.623	1	-0.754	11
<i>IntDBRL</i> _{3M}	-0.588	0	-0.704	10
<i>IntDMXN</i> _{1M}	-1.824	1	-2.127	18
<i>IntDMXN</i> _{3M}	-0.436	10	-1.919	9
<i>DIntDBRL</i> _{1M}	-54.605*	0	-54.673*	7
<i>DIntDBRL</i> _{3M}	-54.289*	0	-54.349*	7
<i>DIntDMXN</i> _{1M}	-45.767*	0	-46.155*	13
<i>DIntDMXN</i> _{3M}	-14.133*	9	-55.019*	7

(*) rechaza al 1% la hipótesis nula.

Fuente: elaboración propia utilizando Eviews 9 (configuración estándar en cada prueba).

D. Estacionariedad de los residuos

En esta sección se presentan las pruebas de raíz unitaria aplicados sobre los residuos de la regresiones de la PDT en la Sección 4.3.1.

Tabla 11: Pruebas de raíz unitaria - Residuos

Serie	ADF		PP	
	Estadístico	P-Valor	Estadístico	P-Valor
<i>ResBRL_{1M}</i>	-7,446	0,00	-9,859	0,00
<i>ResBRL_{3M}</i>	-4,393	0,01	-9,609	0,00
<i>ResMXN_{1M}</i>	-7,446	0,00	-10,93180	0,00
<i>ResMXN_{3M}</i>	-4,393	0,00	-4,450	0,00

Fuente: elaboración propia utilizando Eviews 9 (configuración estándar en cada prueba).

E. Fuentes de información

A continuación se detallan las fuentes de información de las series utilizadas en este trabajo

- Tipo de cambio Real/Dólar. Sistema de Administración de Series Temporales del Banco Central de Brasil. (<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/ingl/avisoi.asp>)
- Tipo de cambio Peso Mexicano/Dolar. Banco Central de México. (<http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-cambiario/index.html>)
- Tasa de Certificado de Depósito Interbancario (CDI). Sistema de Administración de Series Temporales del Banco Central de Brasil. (<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/ingl/avisoi.asp>)
- Tasa de Interés Interbancaria de Equilibrio a 28 y 90 días. Banco Central de México (<http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-valores/index.html>)
- Tasa LIBOR a 1 y 3 meses en dólares estadounidenses. Banco de la Reserva de Saint Louis. (<https://research.stlouisfed.org/fred2>)
- Valor pactado en los contratos a futuro del par Real/Dólar y Peso Mexicano/Dólar. Servicio de Información Financiera de Reuters.
- Expectativas de Tipo de Cambio Real/Dólar. Sistema de Administración de Series Temporales del Banco Central de Brasil (<https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>) y el Servicio de Información Financiera de Reuters.