



CARRY TRADE* EN MERCADOS INDUSTRIALIZADOS Y EMERGENTES

Craig Burnside**

I. INTRODUCCIÓN

La rentabilidad del *carry trade* de monedas constituye en sí misma evidencia “económica” en contra de la condición de paridad de intereses descubierta (PID). Hay una amplia gama de evidencia “estadística” en contra de la PID. Sin embargo, la relación entre ambos tipos de evidencia no se comprende cabalmente, así como tampoco sus implicancias sobre la variación temporal de las primas por riesgo. Más aun, la mayor parte de la literatura se ha enfocado en las monedas de economías industrializadas. Mucho menos atención se ha puesto al hecho de que la PID no se cumple para las monedas de economías emergentes, ni tampoco a sus implicancias para las primas por riesgo de estas monedas. Este trabajo reexamina la PID, el *carry trade* y el comportamiento de las primas por riesgo, para luego comparar las monedas de economías industrializadas y emergentes.

¿Por qué habrían de preocuparse de estos asuntos quienes formulan las políticas económicas? Un motivo es que ciertos economistas consideran que las decisiones de política de los bancos centrales ejercen una influencia significativa sobre los flujos de capitales. Por ejemplo, Moutot y Vitale (2009), de manera informal, y Plantin y Shin (2011), más formalmente, describen escenarios en los cuales una tasa de interés baja en las economías más grandes del mundo hace que el capital fluya hacia economías más pequeñas, cuyas tasas de interés son más elevadas. Estos flujos tienden a ser inflacionarios, y conducen a los bancos centrales de economías pequeñas que persiguen metas de inflación a subir la tasa de interés, desatando una espiral desestabilizadora de más flujos de capitales. Un aspecto clave de estas historias es que los inversionistas que persiguen rendimientos mayores en economías pequeñas creen que el diferencial de rendimiento refleja un retorno esperado positivo (o prima por riesgo positiva). Esto, a su vez, requiere que no se cumpla la PID. Así, para evaluar si existe un verdadero problema de política, es importante comprender mejor la PID y sus implicancias sobre el *carry trade*.

Resumiendo los hallazgos de este trabajo, se confirman los resultados de numerosos estudios anteriores en cuanto a que hay “fallas económicas” y “estadísticas” generalizadas para la PID en las monedas de países industrializados. Se encuentra que ambas fallas parecen estar

* Utilizamos la expresión “*carry trade*” en inglés, dado su uso generalizado en el mundo hispanohablante. Suele traducirse como “arbitraje de intereses” N.de E.

** Duke University, University of Glasgow y NBER. E-mail: craig.burnside@duke.edu

relacionadas y que reflejan variaciones temporales significativas en las primas por riesgo¹. Por otra parte, en las monedas de países emergentes se encuentra más evidencia “económica” que “estadística” contraria a la PID. Además, dado que las monedas de la mayoría de las economías emergentes tienen tasas de interés persistentemente altas, la evidencia es menos concluyente en cuanto a que los retornos promedio del *carry trade* en mercados emergentes provengan de variaciones temporales de las primas por riesgo.

La condición PID establece que el diferencial de tasas de interés entre activos libres de riesgo denominados en dos monedas es igual a la tasa a la cual se espera, (condicional e incondicionalmente) que la moneda de tasa de interés mayor se deprecie respecto de la moneda de tasa menor. La PID ha sido sometida a extensas pruebas en la literatura, mediante regresiones de cambios en las tasas *spot* sobre diferenciales de tasas de interés, o, en forma equivalente, sobre primas *forward*. El resultado general ha sido de rechazo. Ello ha llevado a acuñar la frase “puzzle PID” o “puzzle de la prima a plazo o *forward*”.

Varios autores, como, por ejemplo, Bilson (1981), Fama (1984), Bekaert y Hodrick (1992), Backus, Gregory y Telmer (1993), y Engel (1996), también han estudiado la esperanza condicional del beneficio generado por las inversiones en tipos de cambio bilateral, para determinados pares de países. En estos casos se escoge una moneda como unidad de cuenta y se estudian los beneficios de las posiciones largas en otras monedas, las que son financiadas con endeudamiento en la moneda que sirve como unidad de cuenta. En algunos casos, como en las pruebas efectuadas por Fama (1984), hay un mapeo uno a uno entre estas pruebas y las de la PID. En otros casos, las pruebas contemplan proyectar los beneficios a una variedad más amplia de variables rezagadas. Pero una vez más, la literatura en general ha rechazado la hipótesis de que la esperanza condicional promedio de los beneficios de las inversiones en monedas es igual a cero.

Un dato adicional respecto de las inversiones en moneda es que el *carry trade* de monedas es rentable. Esto ha sido documentado de varias formas por Burnside *et al.* (2006), Lustig y Verdelhan (2007), Villanueva (2007), Burnside, Eichenbaum y Rebelo (2011), Burnside *et al.* (2011), Lustig, Roussanov y Verdelhan (2011), Burnside (2012), Menkhoff *et al.* (2012), Rafferty (2012), etc. En este *carry trade*, un inversionista pide prestado específicamente en una moneda con una tasa de interés baja para prestar en una moneda de tasa de interés alta. Si los inversionistas fueran neutrales al riesgo —o incluso si por algún motivo se cumpliera la PID a pesar de la aversión al riesgo— la esperanza del beneficio sería cero, tanto condicional como incondicionalmente, porque esas operaciones tienen precio cero.

En la sección II se revisa la evidencia estadística contraria a la PID. Para ello se usa información de monedas de 18 economías industrializadas, con muestras de tamaño variable dentro del período de 1976 al 2013. También se estudian las monedas de 25 economías emergentes. Para la mayoría de estas monedas, los datos disponibles cubren un período más corto. A menudo, la literatura ha destacado que un elemento clave del puzzle PID son las pendientes negativas de las regresiones de las variaciones del tipo de cambio sobre primas *forward*. Este trabajo

¹ En este trabajo el término “prima por riesgo” se emplea en un sentido amplio. Para estos efectos se define prima por riesgo como la media condicional del beneficio generado por la posición en moneda de un inversionista. No se consideran posibles costos de transacción, sesgos de información ni fricciones.



muestra que esa caracterización es válida para las monedas de las economías industrializadas, pero solo para un pequeño subconjunto de monedas de economías emergentes. Además, se encuentra mucho menos evidencia estadística contra la PID a partir de las “regresiones PID”.

En la sección III se reexamina la evidencia económica que proporcionan las ganancias del *carry trade*. Una de las ventajas que tiene la evidencia económica es que se puede agregar monedas formando portafolios. Al igual que trabajos anteriores, este encuentra que las inversiones de *carry trade* efectuadas con monedas de economías industrializadas tienen ganancias significativas. También encuentra ganancias importantes asociadas a carteras de *carry trade* constituidas por monedas de economías emergentes.

En la sección IV, al igual que Hassan y Mano (2013), el trabajo explora los vínculos existentes entre la evidencia estadística y económica contraria a la PID, y el comportamiento de la prima por riesgo. Se encuentra evidencia convincente de que, al menos en las economías industrializadas, los retornos del *carry trade* se deben principalmente a la forma en que este negocio aprovecha la variación temporal de las primas por riesgo de moneda. Se llega a esta conclusión al comparar retornos del *carry trade* estándar con los del *carry trade* que mantiene posiciones estáticas en cada moneda. Dado que la mayoría de las monedas de mercados emergentes mantienen persistentemente “tasas de interés altas”, el método empleado no es capaz de discernir en forma concluyente, si las primas variables en el tiempo son significativas en el caso de las monedas de países emergentes. En cierto sentido, la distinción entre variación temporal y primas por riesgo idiosincrásicas constantes no es importante cuando se conforman carteras de *carry trade* con monedas emergentes.

La sección V examina explicaciones a los retornos del *carry trade* basadas en riesgo. Las medidas de riesgo que han demostrado ser útiles en el análisis de los retornos accionarios no tienen una correlación lo suficientemente alta con los retornos del *carry trade* como para explicar el hecho de que el *carry trade* sea rentable. Tomando prestada la metodología de Lustig, Roussanov y Verdelhan (2011), se muestra, para un panel de economías industrializadas, que un par de factores de riesgo, GAO y HML, resultan útiles para resumir la mayor parte de las variaciones transversales y temporales de los retornos de las inversiones en esas monedas². Sin embargo, se muestra que esos factores de riesgo no resumen el comportamiento de las monedas de mercados emergentes. En especial, se ve que esos factores dejan sin explicar una parte mucho mayor de la variación temporal en las monedas de países emergentes. Además, se muestra que la variación transversal de la exposición al HML de las monedas emergentes no basta para explicar la variación transversal de los retornos de las inversiones en esas monedas.

La sección VI vuelve sobre el asunto de política destacado anteriormente, y examina el rol que juegan los diferenciales de tasas de interés en los flujos de capitales. El análisis se limita a la correlación entre los diferenciales de tasas de interés y las posiciones netas con contrapartes extranjeras de los bancos que reportan al BIS. La información acotada que entregan estos datos sugiere que la relación cuantitativa entre flujos de capital bancarios y diferenciales de tasas de interés es baja, tanto en su dimensión transversal como temporal. La sección VII concluye.

² Estos factores de riesgo se derivan directamente de los retornos de las monedas. De ese modo, en algún sentido reducen la dimensión del puzle de que el *carry trade* es rentable moneda por moneda.

II. PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS Y PRIMA POR RIESGO

Se empieza con una definición básica que se utiliza a lo largo de todo el trabajo. Sin considerar costos de transacción, el beneficio de tomar prestado un dólar de EE.UU. (USD) en el momento t con el objetivo de tomar una posición larga en una moneda extranjera es:

$$x_{t+1}^L = (1+i_t^*) \frac{S_{t+1}}{S_t} - (1+i_t), \quad (1)$$

donde i_t es la tasa de interés de valores libres de riesgo denominados en USD, i_t^* es la tasa de interés en valores libres de riesgo denominados en monedas extranjeras, S_t es el tipo de cambio *spot* expresado como USD por unidad de moneda extranjera (UME)³. La paridad cubierta de tasas de interés (PIC) implica que:

$$\frac{1+i_t}{1+i_t^*} = \frac{F_t}{S_t}, \quad (2)$$

en que F_t es el tipo de cambio *forward* a un período, expresado como USD por UME. Cuando se cumple la PIC, se puede reformular la ecuación (1) como:

$$x_{t+1}^L = \left(\frac{S_{t+1} - F_t}{F_t} \right) (1+i_t), \quad (3)$$

Esta definición se usa a menudo a lo largo de este trabajo.

Si se asume que hay un factor de descuento estocástico (FDE), M_t , que determina el precio de las inversiones en moneda extranjera, entonces el beneficio, x_t^L , debe cumplir con:

$$E_t(M_{t+1} x_{t+1}^L) = 0. \quad (4)$$

Esto resulta del hecho de que al invertir no se hace un pago anticipado (su precio es cero).

Se define la prima por riesgo asociada a una posición larga en moneda extranjera como

$p_t = E_t(x_{t+1}^L)$, la que, usando la ecuación (4), puede formularse como

$$p_t = - \frac{\text{cov}_t(M_{t+1}, x_{t+1}^L)}{E_t(M_{t+1})}. \quad (5)$$

A la variable p_t se la llama prima por riesgo condicional, y corresponde a la esperanza condicional del beneficio.

3 Según esta definición, x^L se interpreta en forma natural como el exceso de retorno de invertir en valores del tesoro extranjero a un mes. Por supuesto, si un inversionista tiene un dólar, el primer término $(1+i_t^*) S_{t+1}/S_t$ es el retorno bruto de invertirlo en valores extranjeros de corto plazo. Así, x^L puede interpretarse como un exceso de retorno sobre la tasa libre de riesgo de EE.UU.

Cuando los inversionistas son neutrales al riesgo, el FDE es constante en el tiempo ($M_t = M$ para todo t), en cuyo caso $p_t = 0$ para todo t . En este caso, la ecuación (4) se reduce a $E_t(x_{t+1}^L) = 0$, o, empleando la ecuación (1):

$$\frac{E_t S_{t+1}}{S_t} = \frac{1+i_t}{1+i_t^*}. \quad (6)$$

Por lo tanto, si la tasa de interés externa es mayor que la tasa de EE.UU., se espera que la moneda extranjera se deprecie contra el USD en el monto del diferencial del interés. Esta es la condición PID. De igual forma, las ecuaciones (2) y (3) implican que la tasa *forward* es un predictor no sesgado de la tasa *spot* futura:

$$E_t(S_{t+1}) = F_t. \quad (7)$$

Otro caso interesante se da cuando el tipo de cambio *spot* es una martingala; es decir, $E_t(S_{t+1}) = S_t$. En este caso, empleando la ecuación (1) se ve que la prima por riesgo equivale al diferencial de intereses:

$$p_t = E_t(x_{t+1}^L) = i_t^* - i_t. \quad (8)$$

De igual forma, empleando la ecuación (3) se ve que la prima por riesgo es proporcional al descuento *forward* de la moneda extranjera:

$$p_t = E_t(x_{t+1}^L) = \left(\frac{S_t - F_t}{F_t} \right) (1+i_t). \quad (9)$$

A menudo se prueba la condición PID, (6), empleando regresiones que involucran aproximaciones logarítmicas:

$$\Delta \ln S_{t+1} = a + b(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}, \quad (10)$$

o

$$\Delta \ln S_{t+1} = a + b \ln(F_t / S_t) + \varepsilon_{t+1}. \quad (11)$$

Cuando se cumple la PID, hasta la aproximación log, $\text{plim } \hat{a} = 0$ y $\text{plim } \hat{b} = 1$ ⁴. Si, en cambio, el logaritmo del tipo de cambio *spot* es una martingala, $\text{plim } \hat{a} = \text{plim } \hat{b} = 0$. En vez de utilizar este tipo de regresión, se testeó la condición PID directamente, corriendo la regresión

$$x_{t+1}^L = \alpha + \beta \phi_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (12)$$

en que

$$\phi_t = \left(\frac{F_t - S_t}{F_t} \right) (1+i_t) \quad (13)$$

4 En lugar de ello, una prueba exacta podría basarse en la regresión $\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = a + b \left(\frac{i_t - i_t^*}{1+i_t} \right) + \varepsilon_{t+1}$. En la hipótesis nula de que se cumple la PID, $\text{plim } \hat{a} = 0$ y $\text{plim } \hat{b} = 1$.

es proporcional a la prima *forward* de la moneda extranjera. Si se cumple la PID $\text{plim } \hat{\alpha} = \text{plim } \hat{\beta} = 0$, porque x^L tiene una esperanza condicional (e incondicional) igual a cero. Cuando $E_t(S_{t+1}) = S_t$, se tiene, en vez, que $\text{plim } \hat{\alpha} = 0$ y $\text{plim } \hat{\beta} = -1$. Además, en cualquier muestra finita se tiene que $\hat{\alpha} \approx \hat{a}$, y $\hat{\beta} \approx \hat{b} - 1$.⁵

El cuadro 1 muestra estimaciones de la ecuación (12), utilizando datos mensuales de tasas *spot* y *forward* a un mes. Los datos muestrales corresponden al último día hábil de cada mes. En estas regresiones el tamaño de la muestra varía según la moneda, en función de los datos disponibles. Para las monedas nacionales que fueron reemplazadas por el euro, la muestra generalmente comienza el año 1976 y finaliza en 1998 (cuadro 1A). Los datos del marco alemán (DEM) y del euro (EUR) se combinan y se tratan como una sola moneda. Estos datos, junto con los de monedas de otras economías desarrolladas, abarcan desde 1976 hasta mediados del 2013, aunque la muestra para Australia y Nueva Zelanda comienza a mediados de los ochenta (cuadro 1B). Los datos para las monedas de economías emergentes por lo general están disponibles para períodos más cortos, comenzando en su mayor parte después de 1996 y terminando el 2013 (cuadro 1C). Por ello, las comparaciones entre países de los parámetros estimados no son triviales. Se comienza sencillamente informando las estimaciones para las muestras disponibles y haciendo comparaciones cualitativas en términos amplios. El gráfico 1 también resume las estimaciones de $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ en un gráfico de dispersión. Las estimaciones para el grupo de economías industrializadas "G18" se muestran como círculos rellenos de color azul. Las estimaciones para 26 monedas de economía emergentes (E26) se muestran como círculos abiertos. Cuando la hipótesis nula conjunta $\alpha = \beta = 0$ se rechaza para un nivel de 5% o menos, el círculo se enmarca con un cuadrado de color rojo.

Las estimaciones para las monedas G18 y E26 parecen tener características algo diferentes. En primer lugar, la mayoría de los puntos estimados para el G18 caen lejos del origen, con valores fuertemente negativos para $\hat{\beta}$ en 12 de los 18 casos. Por el contrario, en la mayoría de las monedas E26, las estimaciones caen bajo, pero no lejos, del origen. En segundo lugar, de las monedas del G18, en diez casos se rechaza la hipótesis nula PID. De los ocho países restantes, seis tenían monedas nacionales que fueron reemplazadas por el euro. Por otra parte, de las monedas E26, solo en ocho casos fue rechazada la hipótesis nula.

Hay a lo menos dos advertencias que hacer antes de llegar a la tentadora conclusión de que las monedas de economías emergentes son distintas. Primero, considérese otra hipótesis nula, que $\alpha = 0$ y $\beta = -1$. Esta hipótesis es rechazada para solo tres de las monedas G18 y para siete de las monedas E26. En consecuencia, es difícil rechazar que los tipos de cambio sean una martingala para la mayoría de las monedas de ambas muestras. En segundo lugar, los períodos de la muestra son bastante diferentes para los dos grupos de países. Para tratar esto, se consideró el período muestral que va desde 1997 al 2013 para ambos conjuntos de monedas. Para efectos prácticos, ello elimina las monedas nacionales que fueron reemplazadas por el euro, con lo que queda un grupo G10. Las monedas G10 están disponibles para la totalidad del período 1997-2013 considerado en la muestra, en tanto que un grupo E26 de monedas de países emergentes está disponible para varios subconjuntos de este período. En este caso se encuentra que la hipótesis nula $\alpha = 0$, $\beta = -1$ es rechazada a un nivel de significancia de 5% en ocho de las monedas G10, pero solo en ocho de las monedas E26.

⁵ Para ver esto, nótese que $z_{t+1}^L \approx \Delta \ln S_{t+1} - \ln(F_t / S_t)$ y $\phi_t \approx \ln(F_t / S_t)$. Si estas igualdades fueran exactas se tendría que $\hat{\alpha} = \hat{a}$ y $\hat{\beta} = \hat{b} - 1$.

**Cuadro 1****Regresiones de paridad descubierta de tasas de interés^a****A. Monedas nacionales reemplazadas por el euro**

	$\alpha \times 100$	β	R^2	$(\beta = 0)$	$(\beta = -1)$	(PID)	(RW)
ATS	0,318 (0,211)	-2,02 (0,83)	0,028	0,015	0,217	0,036	0,228
BEF	0,062 (0,213)	-1,46 (0,69)	0,014	0,034	0,502	0,065	0,696
FRF	0,012 (0,231)	-0,76 (0,78)	0,006	0,333	0,757	0,490	0,944
IEP	0,034 (0,279)	-0,49 (0,98)	0,003	0,617	0,604	0,733	0,837
ITL	-0,116 (0,276)	-0,76 (0,44)	0,012	0,083	0,591	0,099	0,415
NLG	0,339 (0,215)	-2,55 (0,77)	0,044	0,001	0,044	0,004	0,090
PTE	-0,153 (0,286)	-0,47 (0,29)	0,021	0,099	0,065	0,143	0,003
ESP	0,238 (0,300)	-0,13 (0,49)	0,001	0,787	0,076	0,266	0,133

Fuente: Elaboración propia.

a. Para detalle de las monedas, véase el apéndice.

B. Otras economías industrializadas

	$\alpha \times 100$	β	R^2	$(\beta = 0)$	$(\beta = -1)$	(PID)	(RW)
AUD	-0,161 (0,252)	-1,94 (0,69)	0,018	0,005	0,169	0,004	0,362
CAD	-0,048 (0,111)	-1,77 (0,60)	0,018	0,003	0,202	0,003	0,398
DKK	-0,030 (0,158)	-1,72 (0,46)	0,031	0,000	0,120	0,001	0,283
EUR/DEM	0,174 (0,191)	-1,98 (0,82)	0,014	0,016	0,231	0,053	0,407
JPY	0,696 (0,230)	-2,76 (0,74)	0,035	0,000	0,018	0,001	0,010
NOK	-0,052 (0,173)	-1,42 (0,62)	0,019	0,023	0,502	0,037	0,795
NZD	-0,170 (0,244)	-2,04 (0,52)	0,046	0,000	0,046	0,000	0,104
SEK	0,103 (0,168)	-0,07 (0,63)	0,000	0,913	0,137	0,749	0,330
CHF	0,593 (0,233)	-2,25 (0,76)	0,030	0,003	0,100	0,010	0,039
GBP	-0,269 (0,165)	-2,57 (0,74)	0,036	0,000	0,033	0,002	0,088

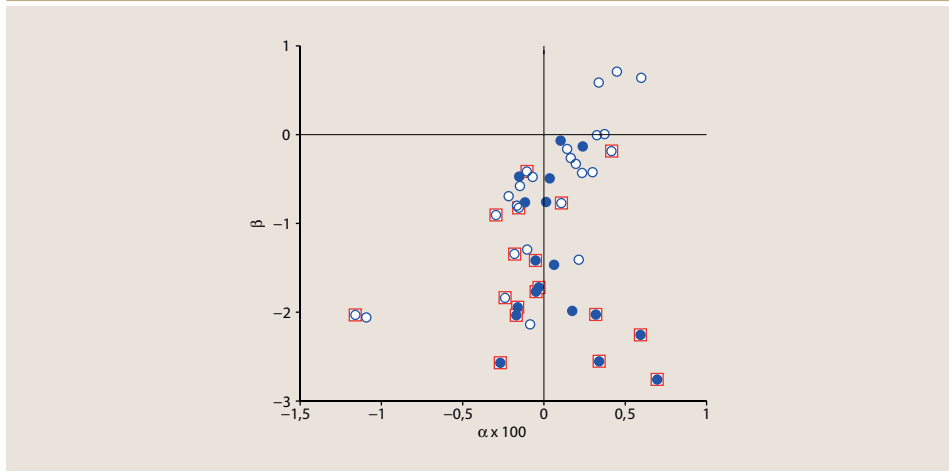
Fuente: Elaboración propia.

C. Monedas de mercados emergentes

	$\alpha \times 100$	β	R^2	$(\beta = 0)$	$(\beta = -1)$	(PID)	(RW)
ARS	-0,295 (0,173)	-0,91 (0,10)	0,626	0,000	0,342	0,000	0,013
BRL	-0,239 (0,811)	-1,84 (0,88)	0,030	0,038	0,343	0,001	0,333
CLP	0,166 (0,289)	-0,27 (0,56)	0,001	0,635	0,190	0,542	0,418
COP	0,373 (0,323)	0,01 (0,37)	0,000	0,988	0,007	0,334	0,020
HRK	-0,085 (0,331)	-2,14 (1,00)	0,031	0,033	0,257	0,077	0,507
CZK	0,300 (0,268)	-0,42 (0,58)	0,002	0,464	0,316	0,321	0,396
EGP	0,108 (0,100)	-0,77 (0,09)	0,329	0,000	0,014	0,000	0,048
HUF	-0,180 (0,637)	-1,34 (0,85)	0,008	0,113	0,685	0,009	0,905
ISK	-0,148 (1,336)	-0,58 (2,57)	0,001	0,822	0,870	0,925	0,696
IDR	-1,092 (0,678)	-2,06 (1,24)	0,053	0,096	0,392	0,225	0,211
INR	-0,165 (0,200)	-0,80 (0,49)	0,014	0,104	0,680	0,239	0,263
ILS	0,196 (0,266)	-0,33 (1,05)	0,001	0,756	0,523	0,441	0,746
KRW	0,338 (0,293)	0,59 (0,63)	0,012	0,351	0,012	0,374	0,029
MXN	-0,156 (0,312)	-0,83 (0,32)	0,038	0,011	0,589	0,003	0,318
MAD	0,325 (0,278)	-0,01 (0,89)	0,000	0,994	0,265	0,378	0,428
MYR	-0,217 (0,167)	-0,69 (0,89)	0,012	0,437	0,729	0,285	0,420
MYR	0,234 (0,189)	-0,43 (1,17)	0,001	0,712	0,626	0,421	0,429
PHP	0,449 (0,361)	0,71 (1,08)	0,008	0,512	0,114	0,255	0,260
PLN	0,416 (0,424)	-0,18 (0,37)	0,001	0,621	0,029	0,039	0,030
RON	-0,103 (0,630)	-1,29 (1,17)	0,017	0,268	0,801	0,236	0,966
RUB	0,598 (0,298)	0,64 (0,58)	0,029	0,266	0,004	0,132	0,013
SGD	0,215 (0,139)	-1,41 (0,78)	0,013	0,070	0,600	0,192	0,141
THB	0,142 (0,159)	-0,16 (0,66)	0,001	0,806	0,201	0,653	0,286
TRY	-1,161 (0,711)	-2,03 (0,63)	0,115	0,001	0,100	0,000	0,237
TWD	-0,070 (0,128)	-0,48 (0,37)	0,007	0,200	0,159	0,184	0,368
ZAR	-0,104 (0,244)	-0,41 (0,06)	0,014	0,000	0,000	0,000	0,000

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 1

Pruebas de regresión para la paridad descubierta de tasas de interés

Fuente: Elaboración propia.

A veces, el hecho de que $\hat{\beta}$ sea menor que -1 (o, lo que es equivalente, que $\hat{b} < 0$ cuando la regresión se basa en la ecuación (10)) para varias monedas, se interpreta como evidencia de que las monedas con altas tasas de interés tienden a apreciarse respecto de las de tasas de interés bajas. Sin embargo, como señalan Hassan y Mano (2013), esta interpretación no puede asegurarse derechamente. Utilizando la ecuación (12) se tiene que

$$\Delta \ln S_{t+1} - E(\Delta \ln S_{t+1}) \approx -(\beta + 1)[i_t^* - i_t - E(i_t^* - i_t)] + \varepsilon_{t+1}. \quad (14)$$

En sí mismo, el hecho de que $\beta < -1$ solo implica que cuando el diferencial de intereses de un país es superior a su media, su moneda tenderá a apreciarse más (o a depreciarse menos) de lo que lo hace en promedio. De hecho, si se usa la ecuación (10) para inferir tendencias generales, se tiene que

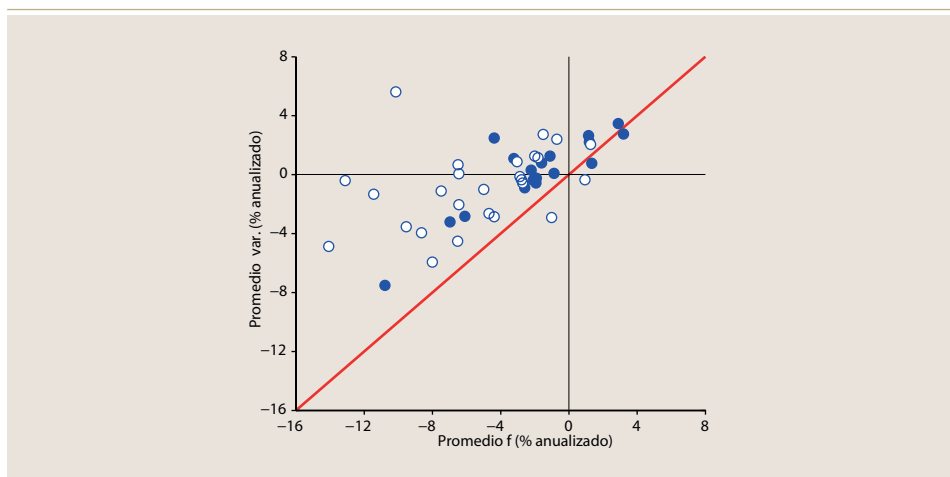
$$E(\Delta \ln S_{t+1}) \approx \alpha - (\beta + 1)E(i_t^* - i_t) \approx \alpha + (\beta + 1)E[\ln(F_t / S_t)]. \quad (15)$$

Claramente, que $\beta < -1$ no basta para que las monedas cuyas tasas de interés son altas en promedio (las que tienen una prima *forward* promedio negativa), se aprecien en promedio. Ello también depende del valor de α . El gráfico 2 muestra que, en efecto, las monedas que tienen, en promedio, altas tasas de interés en relación con el USD, también se deprecian en promedio respecto de esa moneda. Esto es cierto para 12 de las monedas G18 y para 17 de las monedas E26. Sin embargo, el gráfico 2 también indica que la mayoría de las monedas no se apreciaron ni depreciaron, en promedio, tanto como habría predicho la PID en el período muestral. Para 36 de las 37 monedas a la izquierda del origen, $E(\Delta \ln S_{t+1})$ está por encima de la recta de 45 grados, mientras que para tres de las siete monedas que están a la derecha del origen, $E(\Delta \ln S_{t+1})$ se ubica por debajo de la recta de 45 grados.

Típicamente, las estimaciones de β son inestables cuando se estiman sobre submuestras móviles de datos. El gráfico 3 ilustra esto al mostrar las medianas de las estimaciones de β que resultaron al usar ventanas móviles de cinco años. Los valores $median(\hat{\beta})_{G18}$ y $median(\hat{\beta})_{E26}$ se grafican como series de tiempo, en las que la fecha del eje horizontal representa el final de la ventana móvil usada en la estimación. Las estimaciones para las monedas G18 son altamente volátiles, y, lo que no constituye una sorpresa, persistentes a lo largo del tiempo, puesto que las ventanas se superponen. Hay mucho menos variación en $median(\hat{\beta})_{E26}$ que en $median(\hat{\beta})_{G18}$. Hasta el 2000, parecen covariar negativamente, cambiando con posterioridad el signo de la correlación.

Gráfico 2

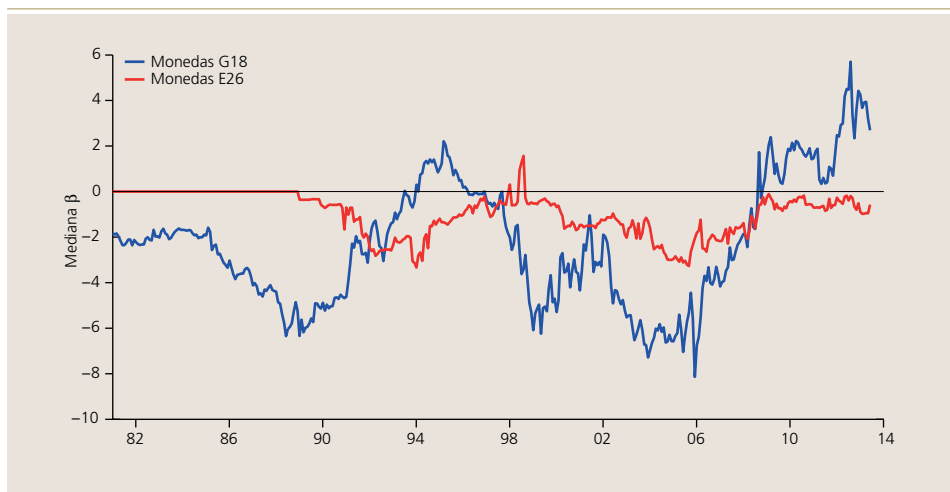
Promedios de tasas de apreciación y primas *forward*



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3

Medianas de betas móviles de regresiones PID



Fuente: Elaboración propia.

III. CARRY TRADE

1. Estrategias de *carry trade* de referencia

Al igual que en Burnside *et al.* (2011), Burnside, Eichenbaum y Rebelo (2011) y Burnside (2012), se define el beneficio de un *carry trade* de USD en la moneda j como:

$$x_{jt+1}^C = \text{sign}(i_{jt}^* - i_t) \left[(1 + i_{jt}^*) \frac{S_{jt+1}}{S_{jt}} - (1 + i_t) \right] = \text{sign}(i_{jt}^* - i_t) x_{jt+1}^L. \quad (16)$$

De acuerdo con la PID, esto equivale a definir

$$x_{jt+1}^C = \text{sign}(S_{jt} - F_{jt}) x_{jt+1}^L. \quad (17)$$

Los beneficios del *carry trade* se miden con la ecuación (17), y se implementa la estrategia moneda por moneda con un horizonte de un mes. En el apéndice se presentan estadísticas para *carry trade* individuales. En resumen, nueve de las monedas G18 tienen retornos promedio positivos y estadísticamente significativos. Seis de las monedas E26 tienen retornos promedio positivos y estadísticamente significativos.

También se consideran carteras de *carry trade*. En particular, se define el beneficio de una cartera igualmente ponderada (CIP) de todos los *carry trade* individuales, como

$$x_t^{\text{EWC}} = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^{N_t} x_{jt+1}^C, \quad (18)$$

en que N_t es el número de monedas disponibles en la muestra para el período t .

El cuadro 2 entrega información resumida sobre la rentabilidad del portafolio CIP, dependiendo del conjunto de monedas incluidas y del período muestral. Para la totalidad de la muestra (1976M1-2013M6), una cartera basada solo en las monedas G18 obtiene un exceso de retorno promedio anualizado de 4,5%, con una desviación estándar de 5,2% y un ratio de Sharpe de 0,87. Si se utilizan todas las monedas para definir la cartera igualmente ponderada, el retorno promedio es levemente inferior (4,4%), pero la desviación estándar es aun más baja (4,8%), de modo que el ratio de Sharpe es más alto (0,92). Para cada caso, el retorno promedio y el ratio de Sharpe son estadísticamente significativos a niveles bajos de significancia. Es útil comparar el comportamiento de estas carteras con el del mercado accionario de EE.UU., que obtuvo un retorno promedio de 6,9% en este período, con una desviación estándar de 15,6% y un ratio de Sharpe de 0,45 (cuadro 3).

Es imposible definir una cartera de mercados emergentes que cubra la totalidad de la muestra, debido a que el número disponible de monedas de mercados emergentes es cero, hasta el año 1983 y muy pequeño hasta mediados de los noventa. En vez de ello, para efectuar comparaciones se computan los retornos entre fines de 1996 y el 2013. Para este período, los retornos promedio de la cartera G18 (3,7%) son parecidos a los del portafolio E26 (3,8%), aunque este último tiene retornos más volátiles y un ratio de Sharpe que no es muy significativo a un nivel de significancia de 5%. Al final, el portafolio que incluye todas las monedas es el que se comporta mejor. Sus retornos son más altos (4,0%) porque las monedas emergentes pesan más hacia el final de la muestra, cuando mejora su desempeño. El ratio de Sharpe para

el portafolio combinado es 0,8 y es estadísticamente significativo. Para el mismo período (cuadro 3), el mercado accionario de EE.UU. tuvo un exceso de retorno promedio de 5,7%, una desviación estándar de 16,6% y un ratio de Sharpe de 0,34. Ni el retorno promedio ni el ratio de Sharpe son estadísticamente significativos a lo largo de este período.

Cuadro 2

Exceso de retorno de carteras *carry trade* igualmente ponderadas

1976.1– 2013.6	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
Monedas G18	0,045 (0,009)	0,052 (0,004)	0,87 (0,19)	-0,55 (0,35)	3,84 (1,37)
Todas las monedas	0,044 (0,009)	0,048 (0,004)	0,92 (0,21)	-0,65 (0,33)	4,16 (1,13)
1996.12– 2013.6	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
Monedas G18	0,037 (0,013)	0,054 (0,004)	0,68 (0,26)	-0,22 (0,19)	0,88 (0,35)
Monedas E26	0,038 (0,018)	0,067 (0,008)	0,57 (0,31)	-0,34 (0,34)	3,26 (1,07)
Todas las monedas	0,040 (0,013)	0,050 (0,005)	0,80 (0,31)	-0,62 (0,27)	2,28 (0,78)

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3

Exceso de retorno del mercado accionario de Estados Unidos, ponderado por valor

	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
1976.1–2013.6	0,069 (0,026)	0,155 (0,009)	0,45 (0,18)	-0,73 (0,27)	2,28 (1,16)
1996.12–2013.6	0,056 (0,045)	0,165 (0,013)	0,34 (0,29)	-0,65 (0,20)	0,76 (0,58)

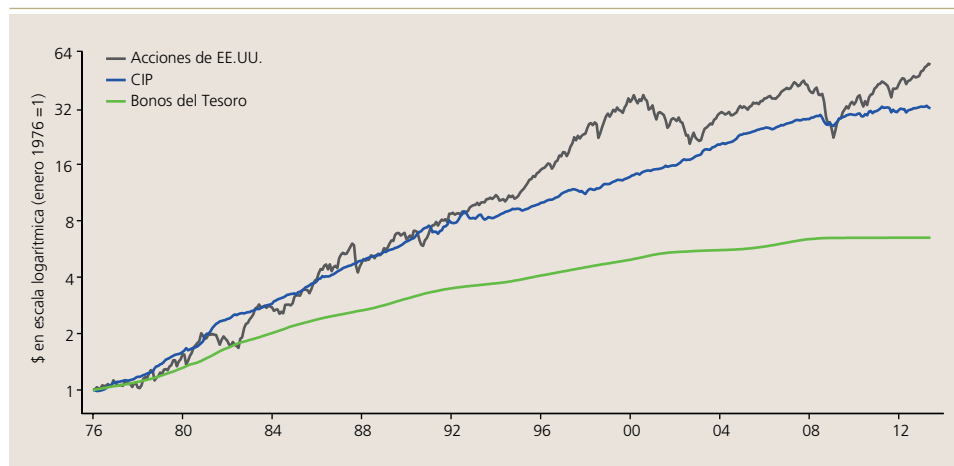
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 4 también ilustra el sólido comportamiento de la cartera CIP en todo el período muestral. Aquí se grafican los retornos acumulados al reinvertir la totalidad de los fondos del portafolio CIP en una cuenta bancaria, empezando con \$1 en enero de 1976. Al final de junio del 2013, un inversionista en *carry trade* tendría del orden de \$32 en su cuenta. En tanto, un inversionista en el mercado accionario de EE.UU. tendría aproximadamente \$54. Sin embargo, el que invirtió en acciones claramente corre el riesgo de tener retornos negativos en forma persistente.

El gráfico 5 compara el comportamiento acumulado de las distintas estrategias de *carry trade* para la muestra 1996-2013. Una vez más, se ve que el *carry trade* acumula retornos parecidos a los del mercado accionario, sin el mismo grado de volatilidad. Un inversionista en la cartera "Todas las monedas", que empieza con \$1 en diciembre de 1996, termina con \$2,87 a fines de junio del 2013, mientras un inversionista en el mercado accionario de EE.UU. termina con \$3,09. Sin embargo, en dos oportunidades este último ve caer sus retornos acumulados por debajo de los de un inversionista en valores del Tesoro de EE.UU. Hay, por supuesto, un período que va desde mediados de 1997 hasta comienzos de 1998 en que el inversionista en monedas de mercados emergentes sufre cuantiosas pérdidas, con un retorno acumulado que cae a \$0,83. Ello refleja pérdidas por mantener posiciones largas en monedas asiáticas durante la crisis cambiaria de ese período.

Gráfico 4

Retornos acumulados de estrategias de inversión



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5

Retornos acumulados de estrategias de inversión



Fuente: Elaboración propia.

2. Estrategias de *carry trade* alternativas*Indicador de diferencia de retornos HML (High-Minus-Low)*

A continuación se muestra la forma en que este estudio construye una estrategia alternativa. Para cada momento del tiempo se ordenan las monedas de la muestra en cinco clases, según su descuento *forward* con respecto al USD. También se incluye el USD en la clase correspondiente al descuento *forward* cero. Las clases, que se denominan C1, C2, C3, C4 y C5, empiezan con las monedas de menor descuento *forward* (tasas de interés más bajas), y van avanzando hasta las monedas con los descuentos *forward* mayores (tasas de interés más altas). Después se calcula el retorno de una posición larga, igualmente ponderada en las monedas que conforman cada clase⁶. Esto equivale a calcular el valor promedio de $(S_{t+1} - F_t) / (1 + i_t)$ para las monedas de la clase. El portafolio *carry trade* HML estudiado implica invertir 1 USD en C5 y -1 USD en C1. Si se compara con la estrategia CIP, esta es neutral respecto del dólar, en el sentido que la tasa de interés del USD no juega ningún rol especial a la hora de definir si cada una de las otras monedas aparece con una posición larga, corta, o bien no aparece. Aquí el inversionista pide prestados fondos en un grupo de monedas cuyas tasas de interés son bajas, para financiar una posición de monedas con tasas de interés altas. Se construyen dos versiones de la estrategia HML. Una incluye solo las monedas G18. La otra incluye todas las monedas de la muestra.

6 Este es básicamente el mismo procedimiento utilizado por Lustig, Roussanov y Verdelhan (2011) y Menkhoff et al. (2012).



Imitación del Deutsche Bank (IDB)

Se construye otra estrategia alternativa que imita al Índice de Futuros de Moneda G10 del Deutsche Bank (DBCFH). El índice DBCFH data de 1993 y actualmente considera posiciones en hasta seis monedas de una lista de diez. Este índice se forma ponderando igualmente las posiciones largas (cortas) en las tres monedas con tasas de interés más altas (bajas). La composición de monedas se rebalancea trimestralmente. Para imitar este índice se construye uno siguiendo el mismo procedimiento que para el HML, pero en el que el portafolio toma una posición larga en los tres deciles superiores y una corta en los tres deciles inferiores de la clasificación por tasas de interés. Se rebalancea esta cartera mensualmente, y se la denomina portafolio IDB. Se construyen dos versiones de la estrategia IDB. Una incluye solo las monedas G18. La otra incluye todas las monedas de la muestra.

Comportamiento de las estrategias alternativas

Como puede verse en el cuadro 4, para la totalidad de la muestra, la estrategia *carry trade* HML tuvo un exceso de retorno promedio de 6,7%, con una desviación estándar de 9,3% y un ratio de Sharpe de 0,72. La estrategia IDB, que es una versión cercana a la HML, pero más diversificada, tuvo un retorno promedio menor (5,8%), pero fue considerablemente menos volátil ($SD = 7,5\%$) y por tanto, tuvo un ratio de Sharpe levemente superior (0,78). Al incluir en estos portafolios las monedas de mercados emergentes, su rendimiento mejora significativamente, con retornos promedio que suben a 9,0% y 7,1%, respectivamente, y ratios de Sharpe por sobre uno. Estos resultados deben tomarse con cautela puesto que ambas carteras dan una alta ponderación a monedas de mercados emergentes cuyas tasas de interés son relativamente elevadas, monedas que pueden o no ser lo suficientemente líquidas como para absorber grandes posiciones especulativas, y que pueden haber estado sujetas a controles de capital en el período estudiado.

Cuadro 4

Exceso de retorno de carteras *carry trade* alternativas, 1976.1-2013.6

Carry HML	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
Monedas G18	0,067 (0,016)	0,093 (0,006)	0,72 (0,19)	-0,31 (0,31)	2,63 (0,92)
Todas las monedas	0,090 (0,014)	0,083 (0,004)	1,08 (0,19)	-0,38 (0,17)	1,32 (0,38)
Carry IDB	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
Monedas G18	0,058 (0,013)	0,075 (0,005)	0,78 (0,20)	-0,54 (0,27)	2,51 (0,75)
Todas las monedas	0,071 (0,011)	0,067 (0,005)	1,06 (0,20)	-0,37 (0,20)	1,99 (0,51)

Fuente: Elaboración propia.

3. Mayores momentos de retornos de moneda

Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2008) destacan el dicho —conocido en el oficio— de que “los tipos de cambio suben por las escaleras y bajan en ascensor”. Esto se refiere a las asimetrías de los beneficios de las apuestas cambiarias. Así, como puede verse en los cuadros 2 y 4, la mayor parte de las carteras de monedas que se formaron para este estudio tienen beneficios cuyos coeficientes de asimetría son negativos. Además, estos beneficios tienen exceso de *curtosis*, con una notoria punta al centro. Sin embargo, es necesario contextualizar esta evidencia, comparándola con estadísticas similares para retornos accionarios. Como puede verse en el cuadro 3, los retornos accionarios de EE.UU. son tanto o más asimétricos que los de las monedas. También son considerablemente más volátiles. Los peores beneficios mensuales son mucho más negativos para las acciones que para los retornos de monedas. Por ejemplo, en la totalidad de la muestra 1976–2013, el peor beneficio de cualquiera de las carteras de monedas es –11%, y se da en octubre del 2008 para el portafolio HML-G18. El mismo portafolio perdió más de 5% de su valor en 17 de los 449 meses de la muestra. En contraste, el peor mes para las acciones de EE.UU. fue un exceso de retorno de –23% (octubre de 1987), y hubo cinco meses con retornos menores de –11%, y 43 meses con retornos bajo –5%. Frente a esta evidencia es difícil argumentar que la asimetría que se observa en los retornos de monedas, por sí sola, pueda impedir que los inversionistas mantengan las carteras que se analizan en este trabajo.

IV. PID, CARRY TRADE Y RETORNOS DE MONEDAS

Como se dijo en la sección II, si se da la condición PID, la esperanza condicional de una posición larga en moneda extranjera será siempre cero. Esto es, $E_t x_{j,t+1}^L = 0$ para todo j, t . En la sección II se documentó la falla estadística de la PID para diez de las monedas G18 y ocho de las E26, sobre la base de “regresiones PID (o primas *forward*)” estándar. Adicionalmente, se vio que la hipótesis nula de un paseo aleatorio era rechazada para solo tres de las monedas G18 y ocho de las E26. En algún sentido, la sección III también respalda el fracaso de la PID. ¿Por qué sucede esto? Recuérdese que todas las estrategias tratadas en la sección III involucran la formación de carteras de posiciones en divisas. Estos portafolios se forman sobre la base de información disponible para el inversionista en el momento t , y sus beneficios son todas combinaciones lineales, en j , de los beneficios a nivel de moneda $x_{j,t+1}^L$. Por tanto, bajo la PID, cada una de estas carteras, así como los *carry trades* de monedas individuales, deberían tener un beneficio esperado igual a cero. Lo que se encontró, sin embargo, fue que en la muestra estudiada los retornos promedio del *carry trade* eran significativamente positivos para varias monedas. En segundo lugar, se encontró que varias carteras *carry trade* de la muestra eran altamente rentables. Como esto no debería suceder bajo la PID, la evidencia de la sección 2 constituye un fuerte rechazo a la PID.

En este sentido, claramente el fracaso de la PID y los retornos del *carry trade* están íntimamente relacionados. Sin embargo, no está claro cuál aspecto del fracaso de la PID es el que se relaciona con los retornos del *carry trade*. ¿Acaso el *carry trade* es rentable porque las primas por riesgo son constantes o casi constantes? ¿O acaso la variación temporal en las primas por riesgo es la responsable de estos retornos?

Para arrojar luz sobre estas preguntas considérese, nuevamente, la definición de prima por riesgo asociada a una posición larga en la moneda j : $p_{jt} = E_t X_{jt+1}^L$. Esto significa que puede escribirse como

$$X_{jt+1}^L = p_{jt} + \varepsilon_{jt+1}$$

con $E_t \varepsilon_{jt+1} = 0$. Ahora, sea

$$p_{jt} = p_j + p_t + v_{jt},$$

en que p_j es alguna constante, p_t es un componente variable en el tiempo y de media cero, y v_{jt} es un componente de media cero que varía según moneda y tiempo. Por lo tanto $E(X_{jt+1}^L) = p_j$. A continuación se evalúa hasta qué punto las ganancias del *carry trade* reflejan primas por riesgo constantes que varían según la moneda (es decir, el término p_j), primas por riesgo comunes que varían a lo largo del tiempo (es decir, el término p_t), o primas por riesgo idiosincrásicas variables en el tiempo (es decir, el término v_{jt}).

Para evaluar la naturaleza de las primas por riesgo se consideran estrategias de moneda del siguiente tipo. Un inversionista toma una posición larga en una divisa si una variable observada, z_{jt} , se ubica en algún conjunto, de lo contrario toma una posición corta. En particular, se consideran estrategias que pueden definirse como

$$X_{jt+1} = \begin{cases} X_{jt+1}^L & \text{if } z_{jt} > 0 \\ -X_{jt+1}^L & \text{if } z_{jt} \leq 0. \end{cases}$$

¿Cuál es el beneficio esperado de esta estrategia? Es

$$E(X_{jt+1}) = -\Pr(z_{jt} \leq 0)E(X_{jt+1}^L | z_{jt} \leq 0) + \Pr(z_{jt} > 0)E(X_{jt+1}^L | z_{jt} > 0).$$

Dado que z_{jt} está en el set de información de tiempo t

$$E(X_{jt+1}) = -\Pr(z_{jt} \leq 0)E(p_{jt} | z_{jt} \leq 0) + \Pr(z_{jt} > 0)E(p_{jt} | z_{jt} > 0). \quad (19)$$

Dado que

$$E(p_{jt}) = \Pr(z_{jt} \leq 0)E(p_{jt} | z_{jt} \leq 0) + \Pr(z_{jt} > 0)E(p_{jt} | z_{jt} > 0)$$

se puede resolver para

$$\Pr(z_{jt} \leq 0)E(p_{jt} | z_{jt} \leq 0) = E(p_{jt}) - \Pr(z_{jt} > 0)E(p_{jt} | z_{jt} > 0).$$

Utilizando esta expresión en la ecuación (19), se obtiene

$$E(X_{jt+1}) = 2\Pr(z_{jt} > 0)E(p_{jt} | z_{jt} > 0) - E(p_{jt}). \quad (20)$$

Si la prima por riesgo es invariante temporal, de modo que $p_{jt} = p_j$ para todo t , entonces $E(p_{jt} | z_{jt} > 0) = E(p_{jt}) = p_j$. Luego, la esperanza del beneficio en cualquier estrategia del tipo descrito más arriba, es

$$E(x_{j,t+1}) = [2\Pr(z_{jt} > 0) - 1]p_j. \quad (21)$$

1. Una estrategia de *carry trade* estático

Sea $z_{jt} = z_j = E(S_{jt} - F_{jt})$, la media del descuento *forward* para la moneda j . Esto significa que el inversionista *siempre* tomará una posición larga en la moneda j , si en *promedio* está con descuento *forward*. En este caso, dado que z_{jt} es invariante temporal, la probabilidad en la expresión para las ganancias es 1 si $E(S_{jt} - F_{jt}) > 0$, y 0 si $E(S_{jt} - F_{jt}) \leq 0$ y las ganancias esperadas son justo

$$E(x_j^{\text{STATIC}}) = \text{sign}[E(S_{jt} - F_{jt})]p_j.$$

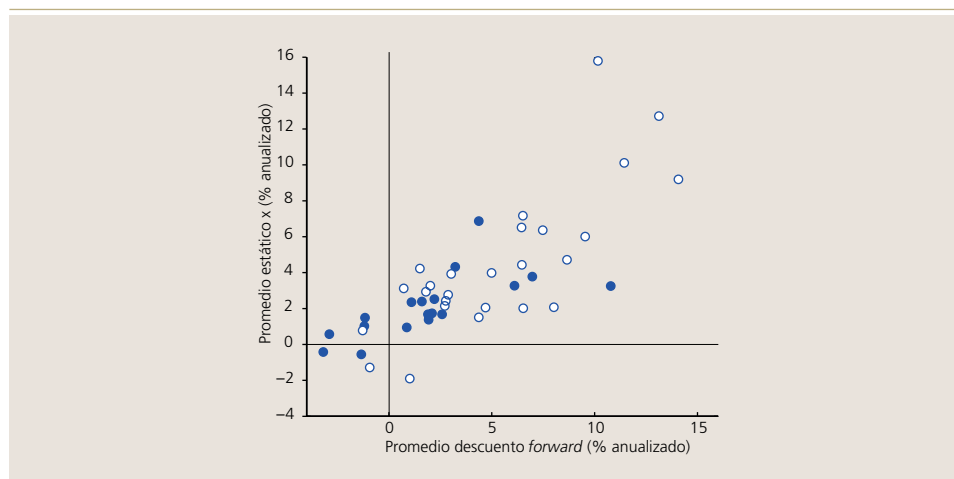
Esta estrategia es rentable si el descuento *forward* promedio de un país, $E(S_{jt} - F_{jt})$, tiene el mismo signo de su prima por riesgo constante p_j . En otras palabras, si un país tiene una tasa de interés alta y una prima por riesgo positiva, entonces la estrategia es rentable.

El resultado es que para la mayoría de las monedas el *carry trade* estático es rentable, como ilustra el gráfico 6. Los puntos del gráfico rellenos de color azul son monedas G18, los puntos huecos son monedas E26. El descuento *forward* promedio para la mayoría de las monedas (37 de 44) es positivo, y para todas menos una, el beneficio promedio de una posición larga, es decir, la prima por riesgo, también es positivo. Para las siete monedas con un descuento *forward* promedio negativo, solo tres tienen primas por riesgo negativas⁷. El cuadro 5 muestra un resumen de estadísticas para una cartera igualmente ponderada de todas las estrategias estáticas. Para la totalidad de la muestra, la media anualizada del beneficio del *carry trade* G18 estático es 1,8%, con un ratio de Sharpe de 0,44. Para todas las monedas, es 2,3%, con un ratio de Sharpe de 0,52. Todas estas estadísticas son significativas a un nivel de 5%. Para la muestra 1996-2013 se ve algún contraste entre los resultados para las monedas G18 y las E26. Para las monedas G18, el beneficio promedio es solo 1,0% en el período, en tanto que para las monedas E26 es 4,2% y estadísticamente significativo.

7 Es importante recordar que realmente solo se puede ejecutar el *carry trade* estático en forma *ex-post*, usando estimaciones de $E(S_{jt} - F_{jt})$ para cada moneda. Podría argumentarse que esto no es un problema puesto que este ejercicio no pretende estudiar la estrategia estática de *carry trade* como una estrategia de inversión *per se*. Más bien se trata de usar los beneficios hipotéticos del *carry trade* estático para ayudar a discernir la naturaleza de la prima por riesgo.

Gráfico 6

Promedios de descuentos *forward* y beneficios de *carry trade* estático



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 5

Exceso de retorno de carteras *carry trade* estáticas

1976.1– 2013.6	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
Monedas G18	0,018 (0,008)	0,041 (0,003)	0,44 (0,21)	-0,61 (0,53)	4,62 (2,57)
Todas las monedas	0,023 (0,009)	0,045 (0,004)	0,52 (0,21)	-0,75 (0,47)	4,76 (1,84)
1996.12– 2013.6	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe	Coefficiente de asimetría	Coefficiente de curtosis
Monedas G18	0,010 (0,007)	0,028 (0,002)	0,35 (0,24)	-0,30 (0,29)	0,79 (0,88)
Monedas E26	0,042 (0,019)	0,070 (0,008)	0,59 (0,31)	-0,63 (0,30)	2,68 (0,80)
Todas las monedas	0,032 (0,012)	0,044 (0,005)	0,73 (0,33)	-0,98 (0,40)	3,53 (1,32)

Fuente: Elaboración propia.

2. Carry trade estándar

Ahora supóngase que $z_{jt} = S_{jt} - F_{jt}$, el descuento *forward* para la moneda j en el momento t . El inversionista toma una posición larga j si está actualmente con un descuento *forward*. Este es el *carry trade* estándar descrito más arriba.

¿Cuáles son las ganancias esperadas asociadas a esta estrategia? Dado que actualmente se está suponiendo que la verdadera prima por riesgo es constante, simplemente se usa la ecuación (21), que se transforma en

$$E(x_j^{STD}) = [2\Pr(S_{jt} - F_{jt} > 0) - 1]p_j.$$

Nótese que si la moneda j a veces está con descuento *forward* y a veces con premio *forward*, la probabilidad en esta expresión se ubica estrictamente entre 0 y 1. En este caso, si $\text{sign}[E(S_{jt} - F_{jt})] = \text{sign}(p_j)$ se tiene

$$E(x_j^{STD}) < E(x_j^{STATIC}).$$

En otras palabras, si el *carry trade* estático es rentable y las primas por riesgo son constantes, el *carry trade* estándar debería ser menos rentable que el *carry trade* estático.

Visto moneda a moneda, el gráfico 7 traza la media muestral de x_j^{STD} con respecto a la media muestral de x_j^{STATIC} . Si las primas por riesgo son constantes, la hipótesis nula es que los puntos de este gráfico deberían caer bajo la recta de 45 grados. Lo que sucede es que hay un agudo contraste entre los resultados para las monedas G18 y las E26. Para la mayoría de las monedas G18, la hipótesis nula parece ser incorrecta dado que la mayoría de los puntos cae por encima de la recta de 45 grados. Una estrategia estándar de *carry trade* es más rentable que una estática. Por otra parte, para las monedas E26, la mayoría de los puntos cae por debajo de la recta de 45 grados o en ella. Los puntos sobre la recta de 45 grados corresponden a las monedas que siempre estuvieron con un descuento *forward* en la muestra. Por ende, el *carry trade* estático y el estándar son equivalentes, y la prueba aplicada no permite distinguir entre las primas por riesgo variantes temporales y las estáticas.

Con todo, la visión global que deja el gráfico 7 es que la comparación entre *carry trade* estático y estándar permite rechazar la idea de que las primas por riesgo son constantes para las monedas G18, pero no para las E26. En efecto, si se prueba formalmente la hipótesis nula $E(x_j^{STD}) < E(x_j^{STATIC})$ para cada una de las monedas G18, ella es rechazada al 5% de nivel de significancia en seis de ellas, y al 10% en otras seis. Solamente se la rechaza en cuatro de las monedas E26.

Si se examinan los retornos del portafolio, los resultados son aun más contundentes, como puede apreciarse al comparar los cuadros 2 y 4. Para toda la muestra, así como para la muestra 1996–2013, existe una brecha de 2,7% entre los retornos de la estrategia estándar CIP-G18 y una cartera igualmente ponderada de estrategias estáticas. La diferencia es estadísticamente significativa para un nivel inferior a 1% en la muestra total, y para un nivel de 5% en la muestra más pequeña. Los resultados también sugieren que los componentes constantes de las primas por riesgo dan cuenta de no más del 40% de los retornos totales del *carry trade*. Por el contrario, para la muestra 1996-2013, los retornos de la estrategia estándar CIP-E26 son

en realidad más bajos —aunque no significativamente— que los de una cartera igualmente ponderada de estrategias estáticas. Si bien la prueba no descarta la posibilidad de que las primas por riesgo sean variables en el tiempo en los mercados emergentes, esta variación temporal puede no ser tan importante en la determinación de las ganancias promedio del *carry trade* en dichas monedas.

Volviendo a las regresiones CIP, tal como fueron especificadas en la ecuación (12), nótese que esta puede reformularse como

$$p_j + p_t + v_{jt} + \varepsilon_{jt+1} = \alpha_j + \beta_j \varphi_{jt} + \varepsilon_{jt+1}. \quad (22)$$

Claramente, la media de la prima por riesgo no afecta la pendiente de la regresión. La pendiente refleja la covarianza entre los componentes variantes temporales y la prima *forward* de la moneda j :

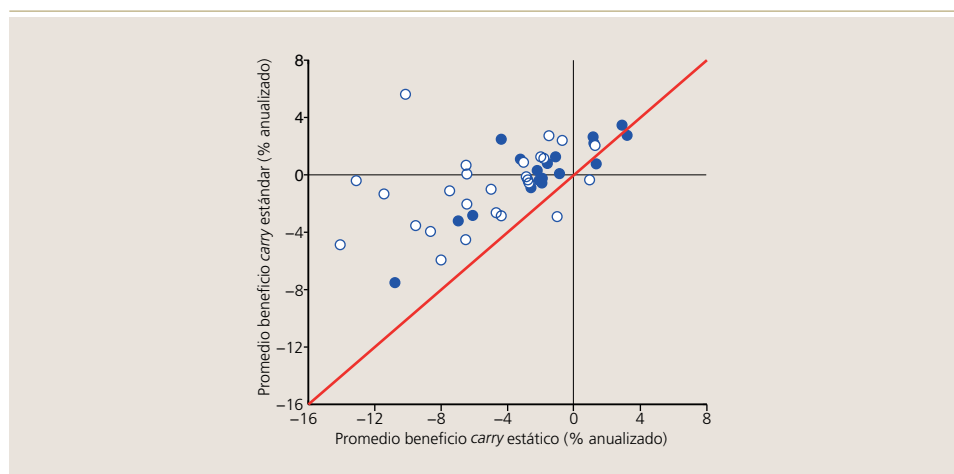
$$\beta_j = \frac{\text{cov}(p_t, \varphi_{jt}) + \text{cov}(v_{jt}, \varphi_{jt})}{\text{var}(\varphi_{jt})}. \quad (23)$$

Desafortunadamente, las regresiones PID no permiten determinar en forma directa y clara los roles separados de p_t y v_{jt} .

Si las primas por riesgo fuesen puramente constantes, claramente la regresión PID típica resultaría en una constante $\alpha_j = p_j$ y $\beta_j = 0$. Volviendo a la evidencia del cuadro 1, esto no es lo que se encuentra en regresiones PID típicas, especialmente para monedas G18. Para 12 de esas monedas se puede rechazar $\beta_j = 0$ a un nivel de significancia menor de 5%, y para dos más se le puede hacer a un nivel de 10%. Para las monedas E26, β es significativamente distinto de 0 en siete casos, y limítrofe en otros cuatro. Así, la evidencia más fuerte contra la prima por riesgo constante se da para las monedas G18.

Gráfico 7

Beneficios de *carry trade* estático y estándar



Fuente: Elaboración propia.

V. EXPOSICIÓN AL RIESGO DEL CARRY TRADE

La literatura ha explorado varias explicaciones para los retornos del *carry trade*. Tal vez la explicación más obvia es que el *carry trade* es riesgoso, y que la PID falla en las pruebas empíricas porque los inversionistas tienen aversión al riesgo. En este caso la condición PID (6), no se cumple, y es reemplazada por su equivalente ajustado por riesgo, la ecuación (4).

Aunque la literatura ha buscado explicaciones basadas en el riesgo para los retornos del *carry trade*, estas solo han tenido un éxito moderado en términos empíricos. De acuerdo con la teoría estándar de determinación de precios de activos, las inversiones de precio cero, tales como el *carry trade*, deberían tener esperanzas condicionales ajustadas por riesgo iguales a cero. Esto es, $E_t(M_{t+1} x_{t+1}) = 0$, donde x_{t+1} es el beneficio de la inversión y M_{t+1} es una medida de riesgo. De acuerdo con la ley de esperanzas iteradas, se sigue que

$$E(Mx) = 0. \quad (24)$$

Gran parte de las finanzas empíricas se dedica a modelos en los que la medida de riesgo, M , se especifica como lineal en uno o más factores de riesgo. Por ejemplo, si se supone que

$$M_t = \xi \left[1 - (f_t - \mu)' b \right], \quad (25)$$

donde ξ es un escalar, f_t es un vector $k \times 1$ de factores de riesgo, $\mu = E(f_t)$, y b es un vector de parámetros $k \times 1$. Dada la normalización $\xi = 1$, la ecuación (24) implica que

$$E(x) = \text{cov}(x, f) b \quad (26)$$

o

$$E(z) = \underbrace{\text{cov}(x, f)}_{\beta} \underbrace{\Sigma_f^{-1} \Sigma_f b}_{\lambda}, \quad (27)$$

donde Σ_f es la matriz de covarianza de f_t . La ecuación (27) es la representación beta del modelo. La ecuación 26 indica que si el riesgo explica los retornos del *carry trade*, entonces debería haber algunos factores de riesgo, f_t , que están correlacionados con esos retornos. Como señalan Burnside *et al.* (2011), Burnside, Eichenbaum y Rebelo (2011) y Burnside (2012), sin embargo, las medidas estándares de riesgo, tales como retornos de acciones, volatilidad del mercado accionario, crecimiento del consumo y muchos más, casi no tienen correlación, o la tienen en forma insuficiente, con los retornos de estrategias de *carry trade* tales como CIP, HML e IDB⁸.

Otro enfoque consiste en construir "factores de riesgo" a partir de los mismos retornos de las monedas. Por ejemplo, Lustig, Roussanov y Verdelhan (2011) forman carteras de monedas

⁸ Por "no correlacionadas" o "correlacionadas en forma insuficiente" se entiende lo siguiente: Dadas las estimaciones de las primas por riesgo (λ) asociadas a los factores de riesgo, los beta (β) de los portafolios de *carry trade* respecto de los factores son o bien cero en términos estadísticos o estadísticamente significativos, pero demasiado pequeños como para explicar los retornos esperados.

similares a los portafolios C1, C2, C3, C4 y C5 que se construyeron anteriormente. Ellos emplean el beneficio de una posición larga igualmente ponderada en todas las monedas extranjeras (respecto del USD), que se denomina DOL, y los beneficios de la estrategia HML, como factores de riesgo para explicar transversalmente los retornos de las carteras C1-C5. Resulta que las cinco carteras tienen exposiciones al DOL muy similares, pero exposiciones muy distintas al HML. Esto puede verse en el cuadro 6, que muestra estimaciones de β para el modelo de dos factores DOL-HML. Los betas de DOL son todos cercanos a 1, en tanto que los betas de HML suben desde un valor bajo, de -0,52 para la cartera C1, a uno alto, de 0,48 para el portafolio C5. Además, las estadísticas R^2 del cuadro 6 muestran que DOL y HML pueden explicar gran parte de la variación temporal de los retornos de C1 a C5. El cuadro 7 muestra estimaciones de las representaciones FDE [ecuación (26)] y beta [ecuación (27)] para este modelo. Existen al menos tres métricas estándares para evaluar el modelo estimado. En primer lugar, los coeficientes b y λ asociados al factor HML son estadísticamente significativos. En segundo lugar, como lo señala el estadístico R^2 , los retornos esperados predichos por el modelo, $\hat{\beta}\hat{\lambda}$, explican el 84% de la variación transversal de los retornos promedio de los datos ($\bar{z}$). En último lugar, dado que el modelo tiene menos parámetros que restricciones de momentos, la estadística J muestra que el modelo es rechazado marginalmente a un nivel de significancia de 5%. Ello se debe en gran parte al gran error de determinación de precios asociado a la cartera C2.

El modelo DOL-HML no explica los retornos a partir de la misma estrategia HML, pero sugiere que se puede comprender la mayor parte del comportamiento de los cinco portafolios G18 mediante una mejor comprensión de DOL y HML.

Una pregunta evidente, entonces, es si acaso los factores que parecen explicar los retornos de los portafolios en monedas de economías desarrolladas también explican los retornos de invertir en monedas emergentes. Con esta pregunta en mente, primero se conforma una cartera igualmente ponderada de posiciones largas en las monedas E26, a la que se denomina EMDOL. También se construyen cinco carteras basadas en el descuento *forward* en relación con el dólar de EE.UU. de cada período. Estas carteras se denominan EM1, EM2, EM3, EM4 y EM5. Cuando se regresionan los retornos de estos portafolios sobre los factores DOL y HML, se encuentra que DOL es significativo, pero que los coeficientes son mucho más bajos que lo típico para las monedas G18 (cuadro 8). Se encuentra que, de manera coherente con las monedas G18, los coeficientes para HML son pequeños en las carteras con tasas de interés más bajas, y más grandes para los portafolios de altas tasas de interés. Pero también se encuentra que las estadísticas R^2 de estas regresiones de series de tiempo son bastante inferiores a las de las monedas G18. Parece haber una variación temporal significativa en los valores de las monedas E26 que no es captada por los factores DOL y HML. También se usan los valores estimados de λ que se obtienen con las monedas G18 (cuadro 7) para verificar si el modelo DOL-HML determina correctamente los precios de los cinco portafolios de monedas de países emergentes y de EMDOL. El resultado es que no lo hace. Esto puede verse en el gráfico 8, que muestra los retornos esperados efectivos, $\bar{z}$ (eje vertical), contra los retornos esperados proyectados por el modelo, $\hat{\beta}\hat{\lambda}$ (eje horizontal). El gráfico 8 es ilustrativo de dos asuntos. En primer lugar, claramente el portafolio de tasas de interés más altas, EM5, es diferente al resto. El retorno promedio en los datos es muy elevado comparado con cualquiera de los demás portafolios, pero su exposición al HML es similar al de otras carteras. En segundo lugar, debido a que todos los portafolios EM tienen exposiciones al HML similares, el modelo explica muy poco de la variación transversal de sus retornos.

Cuadro 6

Factores beta de carteras de monedas G18 clasificadas^a

(febrero 1976 – junio 2013)

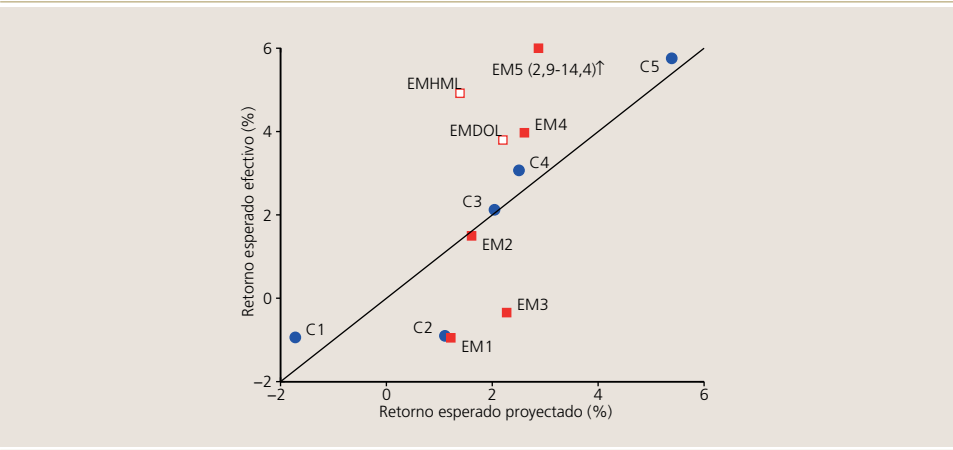
Cartera	Retorno medio	DOL	HML	R ²
C1	-0,9% (1,8)	0,98* (0,02)	-0,52* (0,02)	0,94
C2	-0,9% (1,6)	0,86* (0,03)	-0,09* (0,03)	0,79
C3	2,1% (1,7)	0,90* (0,02)	0,03 (0,02)	0,87
C4	3,1% (1,6)	0,94* (0,02)	0,08* (0,02)	0,86
C5	5,8% (2,0)	0,98* (0,02)	0,48* (0,02)	0,94

Fuente: Elaboración propia.

a. Este cuadro presenta las estimaciones de la ecuación $z_t = \beta_1 DOL_t + \beta_2 HML_t + \epsilon_t$, donde z_t es el exceso de retorno mensual de cada una de las carteras señaladas y β es un vector 2×1 de los factores de riesgo establecidos. El factor DOL es el exceso de retorno promedio de una cartera igualmente ponderada de posiciones largas en todas las monedas G18 disponibles. La cartera carry HML es el exceso de retorno de estar largo en el portafolio C5 y corto en el portafolio C1. Entre paréntesis, error estándar coherente con heterocedasticidad. El asterisco (*) indica coeficiente de regresión con significancia estadística de 5%.

Gráfico 8

Retornos esperados efectivos y proyectados para el modelo DOL-HML



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 7
Estimaciones GMM de modelos de factores lineales para carteras de monedas G18 clasificadas

	b	λ	R^2	J	Errores en determinación de precios (α)				
		(%)			C1	C2	C3	C4	C5
DOL	1,77 (1,95)	0,17 (0,13)	0,84	7,97 (0,047)	0,8% (0,4)	-2,0* (0,7)	0,1 (0,6)	0,6 (0,6)	0,4 (0,5)
HML	8,10* (2,06)	0,59* (0,13)							

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 8
Factores beta de carteras de monedas de mercados emergentes

Cartera	Retorno promedio	DOL	HML	R^2
EMDOL	3,8% (2,2)	0,63 (0,05)	0,13 (0,04)	0,58
EM1	-0,9% (1,5)	0,50 (0,04)	0,03 (0,03)	0,60
EM2	1,5% (2,2)	0,56 (0,05)	0,07 (0,04)	0,41
EM3	-0,3% (2,6)	0,71 (0,06)	0,12 (0,05)	0,43
EM4	4,0% (2,5)	0,69 (0,07)	0,17 (0,04)	0,49
EM5	14,4% (3,2)	0,53 (0,09)	0,25 (0,09)	0,25

Fuente: Elaboración propia.

De enero 1997 a junio del 2013. Este cuadro entrega las estimaciones de la ecuación $z_t = a + f_t' \beta + \varepsilon_{t+1}$, donde z_t es el exceso de retorno mensual de cada una de las carteras señaladas y f_t es un vector 2x1 de los factores de riesgo establecidos. El factor DOL es el exceso de retorno promedio de una cartera igualmente ponderada de posiciones largas en todas las monedas G18 disponibles. La cartera carry HML es el exceso de retorno de estar largo en el portafolio C5 y corto en el C1. Entre paréntesis, error estándar coherente con heterocedasticidad. El asterisco (*) indica pendiente con significancia estadística de 5%.

Una posibilidad interesante es que un inversionista podría verse tentado a endeudarse en las monedas EM con tasas de interés bajas, de modo de tomar posiciones largas en monedas EM con tasas de interés altas. Por ahora se dejará de lado la cartera EM5 puesto que a menudo incluye monedas de tasas de interés muy altas. En lugar de ello se considera el retorno de tomar una posición larga en la cartera EM4 y corta en la EM1. Esta cartera EMHML obtuvo un retorno anual de 4,9% en la muestra, con una desviación estándar de 6,9%, y un ratio de Sharpe anualizado de 0,71. Este portafolio tiene un beta DOL igual a 0,19 y un beta HML igual a 0,14, por lo que desde la perspectiva del modelo DOL-HML solo debería tener un retorno de 1,4% por año. Una razón por la cual esta estrategia es tan rentable y tiene un ratio de Sharpe tan alto es que los tipos de cambio en las carteras EM1 y EM4 están altamente correlacionados en las series de tiempo

(tienen una correlación de 0,71). En consecuencia, un inversionista que toma una posición larga en una cartera y corta en la otra, se cubre considerablemente del comovimiento en contra del dólar⁹.

VI. FLUJOS DE CAPITAL BANCARIO Y DIFERENCIALES DE TASAS DE INTERÉS

Como se mencionó en la introducción, uno de los enfoques sobre la formulación de políticas en economías pequeñas y abiertas es que las decisiones del banco central juegan un papel relevante en la determinación de los flujos de capitales debido a una serie de fricciones del mercado. Moutot y Vitale (2009) imaginan un escenario en el cual los inversionistas de una economía grande con tasas de interés bajas son atraídos por una tasa de interés más alta imperante en una economía pequeña y abierta. Esto conduce a una especie de circuito de retroalimentación en el cual los flujos de capital resultantes aprecian gradualmente el tipo de cambio, crean una presión inflacionaria, y así llevan a que el banco central del país receptor eleve las tasas, lo que a su vez trae más entradas de capitales, y así sucesivamente. Plantin y Shin (2011) plantean un modelo más formal que capta la misma idea. En su modelo, la combinación de una dinámica floja del tipo de cambio, que resulta de un rebalanceo de cartera poco frecuente, y una banca central que persigue metas de inflación, lleva a un circuito de retroalimentación parecido. El modelo predice que pueden surgir equilibrios parecidos a burbujas, en los cuales el tipo de cambio se aprecia durante un tiempo y luego se revierte de manera pronunciada hacia su valor fundamental. Este análisis proporciona un punto de vista de política, según el cual, mientras más fuerte es la respuesta del banco central a la presión inflacionaria, más probable es que se den trayectorias efectivas de la moneda del país receptor con pronunciadas depreciaciones ocasionales.

Para evaluar brevemente estas ideas, se considera la correlación entre los diferenciales de tasas de interés y las posiciones netas con contrapartes extranjeras de los bancos que reportan al Banco de Pagos Internacionales (BIS). Para cada país de la muestra, se miden estas posiciones netas en forma trimestral, y se expresan sus promedios anuales como proporción del PIB. Se analizan datos desde 1990 hasta el 2012, aunque la muestra depende de la disponibilidad de información sobre descuentos *forward* de cada uno de los países receptores. De manera parecida, se mide el descuento *forward* promedio (o el diferencial de intereses) de cada país de la muestra. Después se regresionan las posiciones netas BIS sobre los descuentos *forward* para tener alguna idea de la sensibilidad de los flujos de capitales a los *spreads*. Cuando no se incluyen otros regresores, los resultados sugieren que si el diferencial de tasas de interés sube un punto porcentual, la posición de los bancos BIS sube en 0,79% del PIB con respecto al país receptor. Este parece ser un valor relativamente bajo. Cuando se incluye en el análisis efectos fijos por país, la estimación cae a 0,26% del PIB. Cuando también se incluye en el análisis *dummies* de tiempo, la estimación cae a 0,98% del PIB y es estadísticamente no significativa.

Estos resultados no parecen ser concluyentes, pero al menos siembran dudas respecto de la hipótesis de que una ampliación de los diferenciales de tasas de interés atrae grandes entradas de capitales. Podría suceder, por ejemplo, que los datos del BIS no reflejaran el tipo de entradas

⁹ Agradezco a Rodrigo Valdés, comentarista de este trabajo, por sugerir que se estudie una estrategia de trading "al interior de mercados emergentes" como esta.



de capital especulativo que son más relevantes para la cuestión de política. Además, en el período muestral, hubo cambios significativos en los mercados financieros internacionales. Los flujos de capital hacia mercados emergentes se han incrementado significativamente en la década pasada, y la relevancia del *carry trade* en estos mercados probablemente ha crecido a la par con ellos.

VII. CONCLUSIÓN

Este trabajo revisa la evidencia para el dilema de la paridad descubierta de tasas de interés y la rentabilidad del *carry trade*, enfatizando la comparación entre un grupo de monedas de países industrializados y emergentes. Se encuentra que hay menos evidencia basada en regresiones contraria a la PID en mercados emergentes. A pesar de ello, el *carry trade* en esas monedas es rentable.

Dos factores de riesgo, DOL y HML, resumen bien los retornos de invertir en monedas de economías industrializadas en sus dimensiones transversal y temporal. Sin embargo, estos factores de riesgo son mucho menos exitosos para explicar los retornos de monedas de mercados emergentes tanto en la dimensión temporal como transversal. Al parecer, hay factores adicionales que están operando.

Los *spreads* de tasas de interés atraen a inversionistas de *carry trade*. Las autoridades económicas a menudo se preocupan porque los flujos de capital resultantes podrían ser desestabilizadores. El trabajo trata brevemente sobre la sensibilidad de los flujos de capital a los diferenciales de tasas de interés, indagando en su ligazón con las posiciones netas de inversión de los bancos que reportan al BIS. Aun cuando se encuentra una asociación estadísticamente significativa, el efecto cuantitativo es pequeño.

REFERENCIAS

Backus, D.K., A.W. Gregory y C.I. Telmer (1993). "Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency". *Journal of Finance* 48(5): 1887–908. URL <http://www.jstor.org/stable/2329071>.

Bekaert, G. y R.J. Hodrick (1992). "Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets". *Journal of Finance* 47(2):467–509. URL <http://www.jstor.org/stable/2329113>.

Bilson, J.F.O. (1981). "The 'Speculative Efficiency' Hypothesis". *Journal of Business* 54(3): 435–51. URL <http://www.jstor.org/stable/2352347>.

Brunnermeier, M.K., S. Nagel y L.H. Pedersen (2008). "Carry Trades and Currency Crashes". *NBER Macroeconomics Annual* 23: 313–48.

Burnside, C. (2012). "Carry Trades and Risk". En *Handbook of Exchange Rates*, editado por J. James, I. Marsh y L. Sarno: Wiley Handbooks in Financial Engineering and Econometrics.

Burnside, C., M. Eichenbaum, I. Kleshchelski y S. Rebelo (2006). "The Returns to Currency Speculation". NBER Working Paper N°12489.

Burnside, C., M. Eichenbaum, I. Kleshchelski y S. Rebelo (2011). "Do Peso Problems Explain the Returns to the Carry Trade?" *Review of Financial Studies* 24(3): 853–91. URL <http://rfs.oxfordjournals.org/content/24/3/853.abstract>.

Burnside, C., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2011). "Carry Trade and Momentum in Currency Markets". *Annual Review of Financial Economics* 3: 511–35.

Engel, C. (1996). "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence". *Journal of Empirical Finance* 3: 123–92.

Fama, E.F. (1984). "Forward and Spot Exchange Rates". *Journal of Monetary Economics* 14: 319–38.

Hassan, T.A. y R.C. Mano (2013). "Forward and Spot Exchange Rates in a Multi Currency World". SSRN 2272893.

Lustig, H. y A. Verdelhan (2007). "The Cross Section of Foreign Currency Risk Premia and Consumption Growth Risk". *American Economic Review* 97(1): 89–117.

Lustig, H., N.L. Roussanov y A. Verdelhan (2011). "Common Risk Factors in Currency Markets". *Review of Financial Studies* 24: 3731–77.



Menkhoff, L., L. Sarno, M. Schmeling y A. Schrimpf (2012). "Carry Trades and Global Foreign Exchange Volatility". *Journal of Finance* 67(2): 681–718. URL <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01728.x>.

Moutot, P. y G. Vitale (2009). "Monetary Policy Strategy in a Global Environment". European Central Bank Occasional Paper Series N°106.

Plantin, G. y H.S. Shin (2011). "Carry Trades, Monetary Policy and Speculative Dynamics". CEPR Discussion Paper N°DP8224.

Rafferty, B. (2012). "Currency Returns, Skewness and Crash Risk". SSRN 2022920.

Villanueva, O.M. (2007). "Forecasting Currency Excess Returns: Can the Forward Bias Be Exploited?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42(4): 963–90.

APÉNDICE

Se usan datos de Reuters/WMR y Barclays (disponibles en Datastream) para los tipos de cambio *spot* y *forward*. Existen ocho monedas nacionales reemplazadas por el euro, correspondientes a: Austria (ATS), Bélgica (BEF), Francia (FRF), Italia (ITL), Países Bajos (NLG), Portugal (PTE), España (ESP) (disponible desde enero 1976 a diciembre 1998) e Irlanda (IEP) (abril 1979 a diciembre 1998). El marco alemán (DEM) y el euro (EUR) se tratan como una sola moneda (disponible desde enero 1976 a junio 2013). El resto de las monedas G18 son las de Canadá (CAD), Dinamarca (DKK), Noruega (NOK), Suecia (SEK), Suiza (CHF) y Reino Unido (GBP) (enero 1976 a junio 2013), Japón (JPY) (junio 1978 a junio 2013), y Australia (AUD) y Nueva Zelanda (NZD) (diciembre 1984 a junio 2013).

Las monedas E26, cuyas fechas de inicio se indican, corresponden a: Sudáfrica (ZAR) (enero 1984), Singapur (SGD) (diciembre 1984), Malasia (MYR) (diciembre 1984 a agosto 1998), Indonesia (IDR), Tailandia (THB) (febrero 1995), Polonia (PLN) (mayo 1995), México (MXN) (septiembre 1995), República Checa (CZK) (junio 1996), Taiwán (TWD) (octubre 1996), Filipinas (PHP) (diciembre 1996), India (INR), Corea del Sur (KRW) (marzo 1997), Colombia (COP), Hungría (HUF) (octubre 1997), Chile (CLP) (enero 1998), Israel (ILS) (agosto 2000), Argentina (ARS), Brasil (BRL), Turquía (TRY) (enero 2003), Croacia (HRK), Egipto (EGP), Islandia (ISK), Marruecos, MAD, Rumania (RON), Rusia (RUB) (marzo 2004), y Malasia (MYR) (julio 2005). Las fechas de término son todas junio de 2013, a excepción del MYR, como se señaló. Se trata la segunda muestra del MYR como una moneda aparte.

Para todas las monedas, la mayor parte de los datos provienen de las cotizaciones Reuters/WMR de Datastream, aunque la información para algunas monedas (AUD, NZD, SGD, MYR, ZAR) se toma de las cotizaciones de Barclays en Datastream. Los datos posteriores a diciembre de 1996 se toman mayoritariamente de cotizaciones Reuters/WMR USD en Datastream. Además, se usan algunos datos de J.P. Morgan para completar información de algunas monedas de países emergentes tanto antes como después de diciembre de 1996. Se utiliza la tasa libre de riesgo de la base de datos de Kenneth French como una medida de la tasa de interés de Estados Unidos.



CUADRO A1

Beneficios promedio de *carry trade* para monedas individuales

A. Monedas nacionales que dieron origen al euro				B. Otras monedas industrializadas			
	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe		Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe
ATS	0,023 (0,027)	0,117 (0,006)	0,20 (0,23)	AUD	0,065 (0,024)	0,121 (0,009)	0,54 (0,21)
BEF	0,081 (0,024)	0,115 (0,006)	0,70 (0,21)	CAD	0,021 (0,011)	0,067 (0,005)	0,31 (0,17)
FRF	0,060 (0,024)	0,110 (0,005)	0,55 (0,22)	DKK	0,085 (0,019)	0,109 (0,005)	0,78 (0,18)
IEP	0,063 (0,028)	0,111 (0,006)	0,57 (0,25)	EUR/DEM	0,045 (0,024)	0,138 (0,023)	0,32 (0,15)
ITL	0,029 (0,025)	0,108 (0,007)	0,27 (0,23)	JPY	0,027 (0,021)	0,119 (0,006)	0,22 (0,18)
NLG	0,036 (0,027)	0,117 (0,006)	0,31 (0,23)	NOK	0,051 (0,018)	0,106 (0,005)	0,48 (0,17)
PTE	0,034 (0,026)	0,112 (0,006)	0,31 (0,24)	NZD	0,073 (0,026)	0,126 (0,010)	0,58 (0,21)
ESP	0,034 (0,029)	0,112 (0,007)	0,30 (0,26)	SEK	0,063 (0,017)	0,109 (0,006)	0,57 (0,17)
				CHF	0,005 (0,022)	0,124 (0,006)	0,04 (0,17)
				GBP	0,048 (0,017)	0,105 (0,006)	0,46 (0,16)

C. Monedas de economías emergentes						
	Media	Desv. est.	Ratio de Sharpe		Media	Desv. est.
ARS	0,091 (0,026)	0,089 (0,029)	1,02 (0,21)	MXN	0,060 (0,025)	0,104 (0,010)
BRL	0,158 (0,055)	0,152 (0,017)	1,04 (0,41)	MAD	0,009 (0,029)	0,090 (0,010)
CLP	-0,001 (0,028)	0,115 (0,013)	0,00 (0,24)	MYR	0,008 (0,026)	0,085 (0,020)
COP	0,023 (0,033)	0,119 (0,011)	0,19 (0,28)	MYR	0,015 (0,020)	0,067 (0,008)
HRK	0,005 (0,037)	0,111 (0,011)	0,04 (0,33)	PHP	0,021 (0,024)	0,089 (0,013)
CZK	0,057 (0,029)	0,129 (0,008)	0,44 (0,22)	PLN	0,054 (0,028)	0,136 (0,012)
EGP	0,101 (0,019)	0,041 (0,006)	2,49 (0,50)	RON	0,083 (0,049)	0,140 (0,013)
HUF	0,065 (0,037)	0,144 (0,015)	0,45 (0,28)	RUB	0,025 (0,034)	0,105 (0,016)
ISK	0,020 (0,059)	0,162 (0,034)	0,12 (0,38)	SGD	0,010 (0,009)	0,056 (0,005)
IDR	0,048 (0,066)	0,283 (0,070)	0,17 (0,25)	THB	0,050 (0,029)	0,113 (0,027)
INR	0,025 (0,017)	0,071 (0,008)	0,35 (0,25)	TRY	0,127 (0,052)	0,150 (0,016)
ILS	0,001 (0,024)	0,087 (0,008)	0,02 (0,27)	TWD	-0,013 (0,014)	0,057 (0,006)
KRW	0,013 (0,034)	0,151 (0,028)	0,08 (0,23)	ZAR	0,010 (0,030)	0,155 (0,011)