
Paridad Descubierta de la Tasa de Interés: Una aproximación empírica mediante Datos de Panel

Discovered parity of the interest rate: an empirical approach through panel data

Paridad descubierta de taxa de juros: uma abordagem empírica através de dados em painel

Gustavo Trujillo Calagua

Resumen

El objetivo de la presente investigación es mostrar una calibración econométrica mediante la técnica de Datos de Panel, utilizando una muestra conformada por 8 países: Brasil, Chile, Colombia, Perú, México, China, India, Rusia y Sudáfrica para los años comprendidos entre 1995 y 2018, que nos permita poner en evidencia la Teoría de la Paridad Descubierta de la Tasa de Interés, mediante la cual se sostiene que los rendimientos financieros esperados de dos activos con similar riesgo, maduración y grado de liquidez, independientemente del país donde se ubique, deberían ser iguales. Los resultados econométricos muestran que en todas las regresiones realizadas la variable que recoge el diferencial de la tasa de interés local versus la tasa de interés estadounidense resulta significativa al 95 por ciento de confianza. Así mismo el contraste propuesto por Haussman, rechaza la hipótesis nula, por lo que la mejor especificación dinámica que representa el proceso generador de datos PGD, resulto ser el modelo de efectos fijos.

Palabras clave: datos de panel; Test de Haussman; proceso generador de datos; efectos fijos; efectos aleatorios.

Abstract

The objective of this research is to show an econometric calibration using the Panel Data technique, using a sample made up of 8 countries: Brazil, Chile, Colombia, Peru, Mexico, China, India, Russia and South Africa for the years between 1995 and 2018, which allows us to highlight the Theory of the Parity of Interest Rate Discovery, by which it is argued that the expected financial returns of two assets with similar risk, maturation and degree of liquidity, regardless of the country where it is located They should be the same. The econometric results show that in all the regressions carried out the variable that includes the differential of the local interest rate versus the US interest rate is significant at 95 percent confidence. Likewise, the contrast proposed by Haussman rejects the null hypothesis, so that the best dynamic specification represented by the PGD data generator process turned out to be the fixed effects model.

Keywords: panel data; Haussman Test; data generation process; fixxed effects; random effects.

Resumo

O objetivo desta pesquisa é mostrar uma calibração econométrica usando a técnica Panel Data, utilizando uma amostra composta por 8 países: Brasil, Chile, Colômbia, Peru, México, China, Índia, Rússia e África do Sul para os anos entre 1995 e 2018, o que nos permite destacar a Teoria da Paridade da Descoberta da Taxa de Juros, pela qual se argumenta que os retornos financeiros esperados de dois ativos com risco, maturação e grau de liquidez semelhantes, independentemente do país em que estão localizados Eles devem ser os mesmos. Os resultados econométricos mostram que, em todas as regressões realizadas, a variável que inclui o diferencial da taxa de juros local versus a taxa de juros dos EUA é significativa com 95% de confiança. Da mesma forma, o contraste proposto por Haussman rejeita a hipótese nula, de modo que a melhor especificação dinâmica representada pelo processo do gerador de dados PGD acabou sendo o modelo de efeitos fixos.

Palavras chave: dados do painel; Teste de Haussman; processo de geração de dados; efeitos fixos; efeitos aleatorio.

Escuela Superior de Administración de Negocios para Graduados - ESAN, Perú.

* Autor para correspondencia: gtrujillo@esan.edu.pe (G. Trujillo).

Recibido: 11 de setiembre del 2019 Aceptado: 20 de diciembre del 2019

Introducción

Los estudios referentes al análisis econométrico de la Teoría de la Paridad Descubierta de la Tasa de Interés para el caso peruano son escasos, sin embargo, para el caso europeo, estadounidense o latinoamericano, son extensos (Neyro, 2017). Un primer antecedente se intitula: Paridad Descubierta de la Tasa de Interés mediante el Método General de Momentos (Catalán, 2001), allí se expone un proceso metodológico empleando estimaciones MGM (método de momentos generalizados) una variante de la estimación por Mínimos Cuadros Ordinarios (MCO). Este ensayo, a diferencia de los existentes, emplea la técnica de Datos de Panel Dinámicos (Trujillo, 2010) con el objetivo de poder incluir en las estimaciones una lista de países (corte transversal o *cross section*) que permita la comparación del rendimiento de un activo, indistintamente la economía donde se transe. Es en ese sentido que la paridad descubierta de la tasa de interés (PDI) establece que los rendimientos de dos activos con similar riesgo, maduración y liquidez, independientemente del país donde se ubiquen, deberían ser iguales. El enfoque estándar de PDI asume expectativas racionales. Es decir, el tipo de cambio que esperan los inversionistas en k periodos adelante (E_{t+k}^e) es igual al tipo de cambio en ese periodo (E_{t+k}). Además, cualquier error que puedan cometer es rápidamente corregido. Otro supuesto clave es que los inversores son neutrales al riesgo por lo que sólo les interesa la rentabilidad de su inversión. Así, la ecuación de paridad sería:

$$(1 + i_t) = \frac{(1 + i_t^*)E_{t+k}}{E_t} \quad (1)$$

Donde $(1 + i_t)$ es el rendimiento de la inversión en moneda local a la tasa de interés nacional i_t ; $(1 + i_t^*)$ es el rendimiento de la inversión en moneda extranjera a la tasa externa i_t^* ; E_{t+k} es tipo de cambio k periodos adelante y E_t es el tipo de cambio en el periodo t . El modelo econométrico que usa generalmente es el siguiente:

$$\Delta e_{t+k}^e = \alpha + \beta(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+k}$$

Sin embargo, la mayoría de las estimaciones econométricas de esta representación, para instrumentos financieros con vencimientos de corto plazo (hasta 12 meses), muestran evidencia contraria a la PDI. Es decir, se obtiene

usualmente valores α estadísticamente distintos de cero y de β negativos (con frecuencia, cercanos a la unidad). Este desvío respecto a la PDI puede explicarse por la presencia de primas por riesgo variantes en el tiempo que invalidan el supuesto de neutralidad al riesgo. Alternativamente, puede explicarse porque no se cumple el supuesto de expectativas racionales. Sin embargo, según estudios, estos factores no son suficientes para explicar el no cumplimiento de la PDI. La investigación está de acuerdo con estos estudios. Por consiguiente, se plantea un modelo teórico que considera al riesgo país y además un factor adicional:

$$i_t = i_t^* + \Delta e_{t+k}^e + \delta + KMF$$

i_{tn} : Tasa de interés interbancaria del país n en su moneda local

i_{te}^* : Tasa de interés interbancaria del USA

δ : Riesgo país

Δe_{t+k}^e : Devaluación esperada del tipo de cambio

KMF : Restricciones al flujo de capitales

Material y métodos

Se abarcará dos bloques económicos en los mercados emergentes: la Alianza del Pacífico (Chile, Colombia, México y Perú) y BRICS (Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica). En total 9 países. En primera instancia, deseamos trabajar con datos anuales porque la variable ΔKMF , cuya fuente es el índice económico de libertad, se presenta anualmente. Así, el periodo de análisis será desde el año 1995 al 2018. Las variables que se emplean son:

i_{tn} : Tasa de interés interbancaria del país n en su moneda local

i_{te}^* : Tasa de interés interbancaria de USA

e_{t+k}^e : Logaritmo natural del tipo de cambio esperado k periodos adelante. Como se asume expectativas racionales el tipo de cambio esperado (e_{t+k}^e) es igual al efectivo (e_{t+k}) en el periodo $t+k$.

e_t : Logaritmo natural del tipo de cambio en el periodo t .

Δe_{t+k}^e : Devaluación esperada del tipo de cambio ($e_{t+k}^e - e_t$). Además, asumiremos que $k = 1$ por lo que la devaluación esperada del tipo de cambio será cada año.

δ : Riesgo país medido a través del EMBIG

KMF : Restricciones al flujo de capitales medido a través del componente "investment freedom" del índice libertad económica.

El modelo empírico que se estimará será el siguiente:

$$\Delta e_{t+1}^e = \alpha + \beta_1(r - r^*) - \beta_2\rho + \beta_3KMF + \varepsilon_{i+1}$$

Sin embargo, para observar poder hacer comparaciones, se estimarán dos variantes:

$$\begin{aligned} \Delta e_{t+1}^e &= \alpha + \beta_1(r - r^*) + \varepsilon_{i+1} \\ \Delta e_{t+1}^e &= \alpha + \beta_1(r - r^*) - \beta_2\rho + \varepsilon_{i+1} \end{aligned}$$

Se espera que alfa no sea significativo y que β_1 sea cercano a uno. Los modelos se estimarán a través de un panel data. Se deberá elegir que método es más adecuado para estimar el panel. Es decir, un pooled, efectos aleatorios o efectos fijos. Su elección dependerá del test de Hausman. El coeficiente Riesgo-País para Sudáfrica para los años 1995-2001, tuvo que ser generado mediante una regresión tendencial polinómica, pues la fuente presenta datos históricos a partir del año 2002 hasta el 2018. Cabe la pena mencionar que el ajuste econométrico obtuvo un R^2 de 96.51%. Se recalca que los datos que el BCRP ofrece no se tomaron en cuenta, dado que tiene el Riesgo País en una frecuencia mensual, y lo que se buscaba es anual, además de no tener información histórica desde el año 1995, como si se encontró en la página web de JPMORGAN. Lo que se realizó para el estudio realizado fue seleccionar los países requeridos y copiar todos los datos necesarios desde el periodo 1995 a 2018 anualmente. Se tomó como Proxy "Monetary Freedom", como el índice Económico de Libertad de cada país miembro del panel de datos. Finalmente, la información relativa a los Tipos de Cambio para cada uno de los nueve países, se obtuvo del Banco Mundial (2019).

Tabla 1
Modelo Clásico

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-63,12608	13,03557	-4,842603	0,0000
DIF_TASA?	-0,654498	0,093181	-7,023959	0,0000
IEL_PAIS?	0,963095	0,184853	5,210070	0,0000
EMBIG_PAIS?	-0,005007	0,007157	-0,699525	0,4852
R-squared	0,353438	Mean dependent var		-4,125026
Adjusted R-squared	0,341823	S.D. dependent var		27,10971
S.E. of regression	21,99358	Akaike info criterion		9,042493
Sum squared resid	80780,86	Schwarz criterion		9,115982
Log likelihood	-769,1331	Hannan-Quinn criter,		9,072311
F-statistic	30,42978	Durbin-Watson stat		0,454956
Prob(F-statistic)	0,000000			

Resultados y discusión

Primer planteamiento del modelo:

$$\Delta e_{t+1}^e = \alpha + \beta_1(r - r^*) - \beta_2\rho + \beta_3KMF + \varepsilon_{i+1}$$

Las estimaciones econométricas en Datos de Panel se muestran a continuación:

La Tabla 1 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Clásico". Se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA?, igualmente la variable ρ , parámetro que representa el impacto del Índice Económico de Libertad (IEL_PAIS?). Sin embargo, el coeficiente KMF que recoge el impacto del coeficiente Riesgo-País (EMBIG_PAIS?), no es estadísticamente significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel, 1995 y Studart, 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -0,654498$). Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{3,167} = 30,42978$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW = 0,454956$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 35,3438%. Estos resultados preliminares no permiten analizar la dinámica del panel, por ello migramos a la estimación de panel fijos y aleatorios (Trujillo, 2010).

Tabla 2
Modelo de Efectos Fijos

Dependent Variable: LNDEV_TC?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1996 2018				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 9				
Total pool (balanced) observations: 207				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27,76391	13,31714	2,084826	0,0387
DIF_TASA?	-1,761496	0,110655	-15,91876	0,0000
IEL_PAIS?	0,024710	0,178703	0,138272	0,8902
EMBIG_PAIS?	-0,023309	0,005820	-4,005145	0,0001
Fixed Effects (Cross)				
_BRASIL--C	69,08867			
_CHILE--C	-9,517282			
_COLOMBIA--C	5,487341			
_PERU--C	14,81319			
_CHINA--C	-20,06203			
_INDIA--C	-10,01235			
_RUSIA--C	-25,53643			
_SUDAFRICA--C	-12,93556			
_MEXICO--C	-11,32555			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0,705582	Mean dependent var		-4,125026
Adjusted R-squared	0,685214	S.D. dependent var		27,10971
S.E. of regression	15,21012	Akaike info criterion		8,349391
Sum squared resid	36784,31	Schwarz criterion		8,569859
Log likelihood	-701,8729	Hannan-Quinn criter,		8,438847
F-statistic	34,64080	Durbin-Watson stat		0,790309
Prob(F-statistic)	0,000000			

Tabla 3
Modelo de Efectos Aleatorios

Dependent Variable: LNDEV_TC?				
Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)				
Sample (adjusted): 1996 2018				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 9				
Total pool (balanced) observations: 207				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18,93271	11,74561	-1,611896	0.1089
DIF_TASA?	-1,188196	0,089797	-13,23202	0.0000
IEL_PAIS?	0,493864	0,159337	3,099487	0.0023
EMBIG_PAIS?	-0,011730	0,005474	-2,142770	0.0336
Random Effects (Cross)				
_BRASIL--C	34,37272			
_CHILE--C	-6,815255			
_COLOMBIA--C	3,361062			
_PERU--C	5,261580			
_CHINA--C	-10,31353			
_INDIA--C	-2,770623			
_RUSIA--C	-15,19099			
_SUDAFRICA--C	-3,448407			
_MEXICO--C	-4,456553			
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		6,019327		0,1354
Idiosyncratic random		15,21012		0,8646
Weighted Statistics				
R-squared	0,466123	Mean dependent var		-2,068816
Adjusted R-squared	0,456533	S.D. dependent var		25,18333
S.E. of regression	18,56521	Sum squared resid		57559,39
F-statistic	48,60212	Durbin-Watson stat		0,473205
Prob(F-statistic)	0,000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0,205379	Mean dependent var		-4,125026
Sum squared resid	99279,24	Durbin-Watson stat		0,274351

Tabla 4
Modelo Clásico

Dependent Variable: LNDEV_TC?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1996 2018				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 9				
Total pool (balanced) observations: 207				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5,886414	2,266066	2,597636	0,0102
DIF_TASA?	-0,726844	0,098959	-7,344923	0,0000
R-squared	0,241975	Mean dependent var		-4,125026
Adjusted R-squared	0,237490	S.D. dependent var		27,10971
S.E. of regression	23,67269	Akaike info criterion		9,178148
Sum squared resid	94706,95	Schwarz criterion		9,214893
Log likelihood	-782,7317	Hannan-Quinn criter.		9,193057
F-statistic	53,94790	Durbin-Watson stat		0,279281
Prob(F-statistic)	0,000000			

Tabla 5
Modelo de efectos fijos

Dependent Variable: LNDEV_TC?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1996 2018				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 9				
Total pool (balanced) observations: 207				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17,71786	1,853586	9,558692	0,0000
DIF_TASA?	-1,585823	0,101642	-15,60202	0,0000
Fixed Effects (Cross)				
_BRASIL--C	60,72228			
_CHILE--C	-10,38956			
_COLOMBIA--C	3,128482			
_PERU--C	11,52638			
_CHINA--C	-16,94166			
_INDIA--C	-8,042267			
_RUSIA--C	-26,06620			
_SUDAFRICA--C	-5,871542			
_MEXICO--C	-8,065902			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0,674806	Mean dependent var		-4,125026
Adjusted R-squared	0,656627	S.D. dependent var		27,10971
S.E. of regression	15,88575	Akaike info criterion		8,425421
Sum squared resid	40629,46	Schwarz criterion		8,609144
Log likelihood	-710,3735	Hannan-Quinn criter.		8,499968
F-statistic	37,12100	Durbin-Watson stat		0,655837
Prob(F-statistic)	0,000000			

En la Tabla 2 se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA?, sin embargo, la variable ρ , parámetro que representa el impacto del Índice Económico de Libertad (IEL_PAIS?) no es significativo. El coeficiente *KMF* que recoge el impacto del coeficiente Riesgo-País (EMBIG_PAIS?), resultado estadísticamente significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel, 1995 y Studart, 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la

unidad ($\beta_1 = -1,761496$). Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{3,167} = 34,64080$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW = 0,790309$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 70,5582% (Trujillo, 2010).

La Tabla 3 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Efectos Aleatorios". Se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA?, la variable ρ , parámetro que

representa el impacto del Índice Económico de Libertad (IEL_PAIS?) también resulto significativo. Así mismo, el coeficiente *KMF* que recoge el impacto del coeficiente Riesgo-País (EMBIG_PAIS?), resultó estadísticamente significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel, 1995 y Studart, 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -1,188196$). Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{3,167} = 48,60612$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW=0,473205$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 46,6123% (Trujillo, 2010).

Modelo de efectos fijos vs Modelo de Efectos Aleatorios: Test de Hausman, J.A.

El test propuesto por Hausman (Montero, 2005) evalúa si el tamaño muestral es grande en cuanto al tiempo y pequeño en cuanto a los individuos, existe poca diferencia entre los dos métodos. Si por el contrario los individuos superan al tamaño de la muestra estos estimadores pueden cambiar. Si no se han utilizado extracciones aleatorias es mejor el modelo de efectos fijos, en caso contrario es mejor el modelo de efectos aleatorios. La hipótesis nula planteada es que no existe correlación entre los *X* y los efectos individuales por lo que, bajo la hipótesis nula, el estimador de MCG (efectos aleatorios) sería consistente y eficiente mientras que el estimador intragrupos solo sería consistente (efectos fijos). Bajo la hipótesis alternativa, solo el estimador intragrupos sería consistente. El test plantea la siguiente expresión:

$$Q_{FE,RE} = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' (\hat{\sigma}_{FE}^2 - \hat{\sigma}_{RE}^2)^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) : H_0 \chi_{NT}^2$$

El resultado de la prueba $Q_{FE,RE} = 84,59678 \sim \chi^2$ con 4 grados de libertad, que al 95% es igual a 9,4877. El valor del test de Hausman es mayor que el valor de la distribución χ^2 , por lo que se rechaza la hipótesis nula, aceptándose el modelo de efectos fijos.

Segundo planteamiento del Modelo:

$$\Delta e_{t+1}^e = \alpha + \beta_1(r - r^*) + \varepsilon_{t+1}$$

La Tabla 4 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Clásico". Se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA?,

significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica, el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -0,726844$). Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{1,169} = 53,94790$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW=0,279281$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 24,1975% (Trujillo, 2010).

La Tabla 5 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Efectos Fijos". Se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA? resultando estadísticamente significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel 1995 y Studart 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -1,585823$). Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{1,169} = 37,12100$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW=0,655837$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 67,4806% (Trujillo, 2010).

La Tabla 6 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Efectos Aleatorios". Se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA?, parámetro resulto estadísticamente significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel, 1995 y Studart, 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -1,443649$). Todos los parámetros resultaron altamente significativos al 95% ($F_{1,169} = 199,6870$), sin embargo se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW=0,522258$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 54,1617% (Trujillo, 2010).

Tabla 6
Modelo de efectos aleatorios

Dependent Variable: LNDEV_TC?				
Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)				
Sample (adjusted): 1996 2018				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 9				
Total pool (balanced) observations: 207				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15,75958	4,547609	3,465464	0,0007
DIF_TASA?	-1,443649	0,096701	-14,92901	0,0000
Random Effects (Cross)				
_BRASIL--C	51,30862			
_CHILE--C	-8,377317			
_COLOMBIA--C	2,970072			
_PERU--C	10,01581			
_CHINA--C	-13,87938			
_INDIA--C	-6,406083			
_RUSIA--C	-24,58110			
_SUDAFRICA--C	-4,625124			
_MEXICO--C	-6,425504			
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			12,52510	0,3833
Idiosyncratic random			15,88575	0,6167
Weighted Statistics				
R-squared	0,541617	Mean dependent var		-1,152467
Adjusted R-squared	0,538904	S.D. dependent var		24,71543
S.E. of regression	16,78277	Sum squared resid		47600,78
F-statistic	199,6870	Durbin-Watson stat		0,522258
Prob(F-statistic)	0,000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0,006638	Mean dependent var		-4,125026
Sum squared resid	124109,8	Durbin-Watson stat		0,200306

Tabla 7
Modelo clásico

Dependent Variable: LNDEV_TC?				
Method: Pooled Least Squares				
Sample (adjusted): 1996 2018				
Included observations: 23 after adjustments				
Cross-sections included: 9				
Total pool (balanced) observations: 207				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2,253624	3,793953	0,594004	0,5533
DIF_TASA?	-0,714085	0,099412	-7,183091	0,0000
EMBIG_PAIS?	0,008551	0,007168	1,193045	0,2345
R-squared	0,248344	Mean dependent var		-4,125026
Adjusted R-squared	0,239395	S.D. dependent var		27,10971
S.E. of regression	23,64309	Akaike info criterion		9,181407
Sum squared resid	93911,30	Schwarz criterion		9,236524
Log likelihood	-782,0103	Hannan-Quinn criter.		9,203771
F-statistic	27,75320	Durbin-Watson stat		0,285166
Prob(F-statistic)	0,000000			

Modelo de efectos fijos vs Modelo de Efectos Aleatorios: Test de Hausman, J.A.

Para poder elegir entre la especificación de efectos fijos o la de efectos aleatorios, se desarrolló el test de Hausman (Montero, 2005):

$$Q_{FE,RE} = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' (\hat{\sigma}_{FE}^2 - \hat{\sigma}_{RE}^2)^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) : H_0 \chi_{NT}^2$$

El resultado de la prueba $Q_{FE,RE} = 20,62597 \sim \chi^2$ con 2 grados de libertad, que al 95% es igual a 5,9915. El valor del test de Hausman es mayor

que el valor de la distribución χ^2 , por lo que se rechaza la hipótesis nula, aceptándose el modelo de efectos fijos.

Tercer planteamiento del Modelo:

$$\Delta e_{t+1}^e = \alpha + \beta_1(r - r^*) - \beta_2\rho + \varepsilon_{t+1}$$

La Tabla 7 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Clásico". Se aprecia una alta significancia para la serie $(r - r^*)$ medido por DIF_TASA?, significativo al 95%.

Tabla 8

Modelo de efectos fijos

Dependent Variable: LNDEV_TC?
 Method: Pooled Least Squares
 Sample (adjusted): 1996 2018
 Included observations: 23 after adjustments
 Cross-sections included: 9
 Total pool (balanced) observations: 207

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29,54420	3,391673	8,710802	0,0000
DIF_TASA?	-1,765478	0,106514	-16,57509	0,0000
EMBIG_PAIS?	-0,023133	0,005660	-4,087046	0,0001
Fixed Effects (Cross)				
_BRASIL--C	69,30015			
_CHILE--C	-9,388782			
_COLOMBIA--C	5,473237			
_PERU--C	15,01092			
_CHINA--C	-20,02134			
_INDIA--C	-10,11941			
_RUSIA--C	-25,90228			
_SUDAFRICA--C	-13,01050			
_MEXICO--C	-11,34200			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0,705547	Mean dependent var		-4,125026
Adjusted R-squared	0,687143	S.D. dependent var		27,10971
S.E. of regression	15,16343	Akaike info criterion		8,337815
Sum squared resid	36788,73	Schwarz criterion		8,539911
Log likelihood	-701,8832	Hannan-Quinn criter.		8,419817
F-statistic	38,33800	Durbin-Watson stat		0,787744
Prob(F-statistic)	0,000000			

Tabla 9

Modelo de efectos aleatorio

Dependent Variable: LNDEV_TC?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section random effects)
 Sample (adjusted): 1996 2018
 Included observations: 23 after adjustments
 Cross-sections included: 9
 Total pool (balanced) observations: 207
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24,97794	5,560092	4,492361	0,0000
DIF_TASA?	-1,593054	0,100758	-15,81073	0,0000
EMBIG_PAIS?	-0,017712	0,005526	-3,205027	0,0016
Random Effects (Cross)				
_BRASIL--C	58,75100			
_CHILE--C	-7,905186			
_COLOMBIA--C	4,697899			
_PERU--C	12,74290			
_CHINA--C	-16,47817			
_INDIA--C	-8,093844			
_RUSIA--C	-24,84144			
_SUDAFRICA--C	-9,898376			
_MEXICO--C	-8,974776			
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			13,51590	0,4427
Idiosyncratic random			15,16343	0,5573
Weighted Statistics				
R-squared	0,575783	Mean dependent var		-1,028191
Adjusted R-squared	0,570732	S.D. dependent var		24,67202
S.E. of regression	16,16474	Sum squared resid		43898,23
F-statistic	114,0117	Durbin-Watson stat		0,594965
Prob(F-statistic)	0,000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	-0,134741	Mean dependent var		-4,125026
Sum squared resid	141773,5	Durbin-Watson stat		0,184223

Así mismo para el coeficiente asociado al Riesgo-País, sin embargo la significancia de este parámetro, solo pasa la prueba al 85% de confianza estadística. El coeficiente de intercepto no es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -0,714085$). Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{2,168} = 27,75320$); sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW = 0,285166$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 24.8344% (Trujillo, 2010).

La Tabla 8 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Efectos Fijos". Se aprecia una alta significancia para la serie ($r - r^*$) medido por $DIF_TASA?$, resultando estadísticamente significativo al 95%. Igualmente sucede para el coeficiente asociado al coeficiente Riesgo-País, significativo al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel, 1995 y Studart, 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -1,765478$).

Todos los parámetros resultaron significativos al 95% ($F_{2,168} = 38,33800$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorrelación en los residuos de la regresión ($DW = 0,787744$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 70,5547% (Trujillo, 2010).

La Tabla 9 muestra el calibrado econométrico para la versión del modelo en Datos de Panel "Efectos Aleatorios". Se aprecia una alta significancia para la serie ($r - r^*$) medido por $DIF_TASA?$, y para el coeficiente asociado al Riesgo-País, parámetros estadísticamente significativos al 95%. Contrario a lo esperado por la teoría económica (Gabrel, 1995 y Studart, 1998), el coeficiente de intercepto es significativo individualmente y el parámetro que recoge el efecto entre el diferencial de las tasas de interés versus la tasa de interés interbancaria de USA, es menor a la unidad ($\beta_1 = -1,593054$). Todos los parámetros resultaron altamente significativos al 95% ($F_{3,168} = 114,0117$), sin embargo, se aprecia síntomas de autocorre-

lación en los residuos de la regresión ($DW = 0,594965$) los cuales puede ser descargados mediante un tratamiento iterativo del tipo Cochrane-Orcutt. El ajuste del modelo indica una representatividad del orden del 57,5783% (Trujillo, 2010).

Modelo de efectos fijos vs Modelo de Efectos Aleatorios: Test de Hausman, J.A.

Para poder elegir entre la especificación de efectos fijos o la de efectos aleatorios, se desarrolló el test de Hausman (Montero, 2005):

El resultado de la prueba $Q_{FE,RE} = 24,93780 \sim \chi^2$ con 3 grados de libertad, que al 95% es igual a 7,8147. El valor del test de Hausman (Hausman, 1978) es mayor que el valor de la distribución χ^2 , por lo que se rechaza la hipótesis nula, aceptándose el modelo de efectos fijos.

Conclusiones

Las calibraciones econométricas representan con robustez el proceso generador de datos PGD que se ha incorporado en el panel, dejando en evidencia que el diferencial entre la tasa de interés local versus la tasa de interés estadounidense, es la variable más representativa. Este hallazgo confirma el hecho de la soberanía y poder de la divisa norteamericana sobre el resto de divisas ponderadas en la estimación econométrica ensayada en esta investigación.

Bajo la hipótesis de la paridad descubierta de la tasa de interés, se ha determinado que las variaciones en los tipos de cambio para los países considerados en el panel, se deben a variaciones en el diferencial de las tasas de interés local versus la estadounidense, al coeficiente riesgo país y a las restricciones al flujo de capitales, siendo el diferencial de la tasa de interés local versus la estadounidense, la variable más representativa.

Finalmente, se evidencia que las variaciones de los tipos de cambio, resultan ser más predecibles en economías emergentes. De esta manera se puede concluir que la capacidad predictiva de los mercados futuros es en promedio positiva para México y Brasil.

Referencias Bibliográficas

- Banco Mundial. 2019. Datos Banco Mundial / Indicadores- Disponible en: <http://datos.bancomundial.org/indicador/FR.INR.LEND>

- Catalán, A. 2001. Paridad Descubierta de la Tasa de Interés mediante el Método General de Momentos, *Revista Momento Económico* 113: 22-29.
- Gabrel, I. 1995. Speculation-led Development: A Post-Keynesian Interpretation of Financial Liberalization Programmes in the Third World. *International Review of Applied Economics* 9(2): 127-149.
- Hausman, J.A. 1978. Specifications Test in Econometrics. *Econometrica* 46(6):1251-1271.
- Neyro, J.L. 2017. Paridad Descubierta de Tasas de Interés: nueva evidencia para América Latina (2000-2015), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires, Argentina.
- Montero, G. 2001. Efectos Fijos o Aleatorios: Test de Especificación, Universidad de Granada-España
- Montero, G. 2005. Test de Hausman, Universidad de Granada-España.
- Stuart R. 1998. Políticas financieras y crecimiento en el contexto del desarrollo: lecciones derivadas de América Latina y del sudeste asiático en los años ochenta. *Investigación Económica* 17(224): 15-42.
- Trujillo, C. 2010. *Econometría con EViews*. 1^{era} Edición. Dirección General de Investigación; Universidad Nacional de Cajamarca (Cajamarca-Perú).