

¿HACIA DÓNDE CONVERGE LA TASA DE INTERÉS PERUANA?*

WHERE DOES THE PERUVIAN INTEREST RATE LEAD TO?

Alejandro Astudillo Jiménez**

RESUMEN

La teoría de la paridad de tasas de interés ha sido ampliamente estudiada en la literatura económica, sin embargo, es común encontrar la utilización de la premisa de una tasa rectora dada como fuente de convergencia que, por lo general, es la establecida por la Reserva Federal de los Estados Unidos. En esta investigación se testeó la convergencia de la tasa de interés de Perú frente al comportamiento de diez países latinoamericanos sin una tasa predeterminada. Tras las pruebas econométricas, se encontró una fuerte influencia de Chile en el comportamiento de la tasa de captación peruana, seguida un tanto más atrás por Argentina, Colombia, Brasil, Uruguay y Venezuela, teniendo siempre en consideración que esta convergencia dependerá del tiempo en que se efectuó la prueba.

Palabras clave: paridad de tasa de interés

ABSTRACT

The Parity Interest Theory has been widely studied in Economics literature; however, it is common to find the utilization of an interest rate given as a main source of convergence by the Federal Reserve Department of United States. This research tested the convergence of rate interest of Peru in front of ten Latin Americans countries. The econometrics test found that there is a strong influence of Chile on the Peruvian interest rate, and to a lesser extent coming from Argentina, Colombia, Brazil, Uruguay and Venezuela. This influence depends on the period of time during which the test was done.

Key words: interest rate parity

Códigos JEL: E43; G15, F37

Fecha de recepción: 30 de octubre de 2020
Fecha de aceptación: 02 de diciembre de 2020

*Se agradecen los comentarios realizados por Fabián Claverie, del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile, y de Marcela Torres y Matías Urtubia, de la Universidad Tecnológica Metropolitana.

** Universidad Tecnológica Metropolitana, UTEM. Correo electrónico: alejandro.astudillo@utem.cl

INTRODUCCIÓN

La vinculación de los mercados financieros globales y el fácil acceso a las tecnologías de la información han posibilitado que los portafolios de inversión tengan una rápida movilidad internacional conforme las disparidades de tasas de interés otorguen a los inversionistas la oportunidad de realizar ganancias libre de riesgos sobre sus capitales especulativos. En este sentido, bajo los supuestos de igualdad de tasas internas y nulos costos de transacción, los inversionistas tomarán posiciones activas en aquellos países que tengan bajas tasas de interés, para luego depositar los fondos en otra economía que entregue un mayor rendimiento sobre el capital invertido; en especial cuando este diferencial resulta ser de gran cuantía (Lothian y Wu, 2011; Chaboud y Wright, 2005). Esta movilidad de capitales que busca aprovechar los desalineamientos en la tasa de interés entre países es la fuerza económica que hace converger las tasas hacia un régimen internacional único, situación que se denomina en la literatura como la teoría de la paridad de tasas de interés.

Esta teoría ha sido ampliamente estudiada en forma empírica, siendo posible agrupar estas investigaciones en dos líneas de desarrollo. La primera de ellas corresponde a aquellos trabajos que se han centrado en comprobar su validez entre economías desarrolladas. Por ejemplo, Dooley e Isard (1980) analizaron los efectos de los controles de capital y las políticas de riesgo en las desviaciones que existieron entre los depósitos efectuados en Alemania, frente a los Euromark en Suiza entre 1970 y 1974. De acuerdo con sus resultados, hubo una persistencia en los diferenciales de tasas producto de la imposición de restricciones internas o la mayor exposición al riesgo de las inversiones, situación que se reflejó en el mayor pago de interés que debieron afrontar los bonos soberanos. Por su parte, Holmes, Dutu y Cui (2009) a través de una estructura de Marcov y una adaptación del test ADF, demuestran para el caso de Australia y Nueva Zelanda, que los regímenes internos tienden a moverse hacia una convergencia

cuando existe desalineamientos temporales frente a la tasa internacional; sin embargo, este movimiento interno no existe si las discrepancias responden a razones estructurales de largo plazo, manteniéndose así el diferencial de forma permanente. Craighead, Davis y Miller (2010), estudiaron la validez de la paridad de tasas en Japón, Reino Unido, Francia y Alemania frente a Estados Unidos entre 1975 y 2007. Para ello, los autores testearon de manera bilateral el co-movimiento de tasas entre los países, encontrando que el coeficiente de Fama resultó ser inestable en todas las mediciones, ante lo cual la convergencia en los diferenciales de tasas internas frente a la norteamericana no se efectúa de manera instantánea, sino que existe un período de persistencia en los desalineamientos que varía según el país y tiempo muestral analizado, tomando entre uno a cinco años en lograr la convergencia¹.

En el segundo grupo de investigaciones se encuentran aquellos estudios que buscan determinar la convergencia de tasas internas de un grupo de países o regiones del mundo frente a las fluctuaciones de una tasa de referencia tomada desde alguna economía desarrollada que, por lo general, la constituye la tasa de política de los Estados Unidos. En esta línea investigativa, Edwards (2010) analizó la evolución de ocho mercados emergentes en Asia y América Latina frente a los *shocks* de tasas de la Reserva Federal; en donde, utilizando datos semanales, encontró que la transmisión de los efectos es fuerte, rápida y a su vez, responde de manera cíclica para el caso de Latinoamérica, mientras que para los países asiáticos las repercusiones de la política norteamericana resultaron ser gradual y lenta. Zubaidi, Soon y Aishah (2013), a través de análisis de raíces unitarias para diez economías asiáticas en función de la evolución de un grupo de las tasas de

1. La paridad de tasas se encuentra en función del estadio de desarrollo que tienen las economías. En este sentido, en las economías desarrolladas no necesariamente se cumple la teoría de la paridad, pero en aquellos regímenes más volátiles, donde los tenedores de bonos deben compensar el riesgo que implica invertir, como es el caso de un país subdesarrollado, la convergencia de tasas sí se evidencia (Ferreira y León-Ledesma, 2007; Moore y Roche, 2012).

referencia mundial², encontraron la existencia de una rápida convergencia de los intereses internos, la que no logra superar un año para la mayoría de los casos que fueron sometidos a prueba, estando la excepción constituida por la economía japonesa.

De acuerdo con Zubaidi, Soon y Borsic (2013) en cierto tipo de economías existe una rápida realineación en las tasas, la que incluso llega a ser menor a un año, conclusión que obtiene al estudiar la validez de la teoría de la paridad de tasas en trece economías europeas, tomando como referencia internacional a la tasa de política de los Estados Unidos. Sin embargo, Holmes y Maghrebi (2004), al estudiar un posible realineamiento de tipo no lineal en las tasas de economías asiáticas frente a la japonesa y norteamericana, lograron concluir que los ajustes de las variaciones o la reversión hacia las tasas rectoras tienen gran cantidad de condicionantes, entre las que se encuentran los regímenes cambiarios de cada país, el tiempo en donde se efectúa la prueba econométrica, e incluso la magnitud de los movimientos de la tasa internacional inciden dentro del tiempo de respuesta doméstico. Por su parte, Liu, Chang, Su y Jiang (2013), mediante la aplicación de un test de estacionariedad con funciones de Fourier, asumiendo a China como economía de referencia para diez países asiáticos, logran evidenciar una convergencia en los intereses de política, aunque también encuentran episodios de persistencia en el desalineamiento, situación que es explicada por los costos de transacción asociados a la movilidad de capitales entre las economías desalineadas.

Para el caso europeo, Holmes (2002) probó la interrelación en el movimiento de tasas en seis economías, encontrando un alto grado de convergencia dentro del grupo, aunque al comparar estos países con Estados Unidos, Japón y Canadá, la vinculación resultó ser de carácter débil. Situación similar se evidenció al evaluar países emergentes que deciden abrir sus mercados de

capitales, en donde al aplicar pruebas de convergencia se obtuvo que la desalineación de tasas es persistente, particularidad que es explicada por el alto premio por riesgo que exigen los inversionistas para ingresar a este tipo de mercados, componente que se encuentra ligado a la percepción de cada capitalista frente a la probabilidad de éxito del proceso de integración financiera emprendido (Francis, Hasan y Hunter, 2002). Por su parte, Arghyrou, Gregoriou y Kontonikas (2009), a través de la aplicación de test ADF y quiebres estructurales sobre las economías pertenecientes a la Unión Europea, llegaron a la conclusión de que las tasas individuales de política tienden a converger en los veinticinco países del bloque hacia la tasa rectora del Banco Central Europeo.

Como se puede apreciar de la revisión de la literatura expuesta, en las dos líneas de investigación expuestas se utiliza como parámetro de comparación a la tasa de interés de política de los Estados Unidos, Japón, China, o bien del Banco Central Europeo. En este sentido, su uso como elementos de referencia se encuentra aceptado dentro de la literatura económica como un axioma y validado a través de los co-movimientos existentes entre los casos estudiados. Sin embargo, no resulta convincente el probar estas dependencias bajo el supuesto de rectoría dado, es por ello, que la presente investigación busca determinar la existencia de grados de confluencia en el movimiento de tasas entre economías con cercanías geográficas y un fuerte hegemon financiero pero subdesarrollado. Para ello, se utiliza el caso de Perú, país que se encuentra inmerso en una región en donde los países cuentan con sistemas financieros disímiles, pero con una fuerte predominancia de la economía brasileña, por ser esta economía la que posee el mercado con mayores transacciones y liquidez dentro de la zona, situación que debiese influenciar en mayor medida las respuesta de los otros países ante cambio en las tasas de interés interna, a diferencia de lo que sucedería con los movimientos efectuados por la Reserva Federal de los Estados Unidos.

2. Los autores utilizan como economías de referencia a Estados Unidos, Alemania y Japón.

Este documento se divide de la siguiente forma: en el capítulo 2 se abordará la teoría existente tras el modelo de arbitraje de tasas. En el capítulo 3, se caracterizarán las economías latinoamericanas. En el cuarto apartado se aplicarán las metodologías tendientes a estimar los parámetros de influencia, para finalmente abordar las conclusiones que se derivan de la investigación.

MODELO DE ARBITRAJE DE TASAS

La teoría de la paridad de tasas de interés busca determinar la reacción que posee la tasa de interés interna en una economía abierta a los flujos de capitales, frente a los movimientos efectuados por una tasa rectora internacional. Sin embargo, la primera complejidad que surge al intentar determinar los co-movimientos, es que la movilidad de inversiones entre países requiere de una moneda uniforme de transacción; es por ello que la tasa de interés interna que se encuentra sujeta a medición, debe ser corregida por un factor de diferencial de tipos de cambio que recoja la evolución de la divisa en términos de la moneda local, lo que queda definido de la siguiente forma:

$$\eta_t = i_t - i_t^* - \phi_t - r_t \quad (1)$$

Donde, i_t es la tasa de interés nominal interna para los depósitos con una madurez determinada, mientras que i_t^* corresponde a la tasa de interés nominal internacional para portafolios idénticos al nacional. Por otra parte ϕ_{t+1} son las expectativas de depreciación de la moneda local, y finalmente r_t es el premio por riesgo o el interés real que ofrece la economía a la inversión realizada. Para el caso de η_t , este refleja la variación del tipo de cambio al interior de la economía receptora de la inversión.

Asumiendo la existencia de la teoría de la Paridad de Poder de Compra (PPP), considerando que es un modelo de paridad para una economía abierta, la tasa de

variación del tipo de cambio dependerá del diferencial existente entre la inflación interna y la internacional.

$$\pi_t = \phi_t - \phi_t^* = \eta_t \quad (2)$$

Al reescribir la ecuación (1) y dejar todo en función del retorno real se obtiene:

$$r_t = i_t - i_t^* - \pi_t \quad (3)$$

En la condición de existencia de una libre movilidad internacional de capitales, el diferencial que se puede presentar en la ecuación 3 será analizado por los inversionistas como una oportunidad de arbitraje de tasas, quienes tomarán a su haber las posiciones correspondientes para obtener ganancias de las disparidades en las tasas, presionando de esta forma ambos sistemas financieros en sentido contrario, con lo cual, los retornos tenderán converger nuevamente, existiendo solo un diferencial entre ambas tasas, que corresponderá a la divergencia inflacionaria existente en ambas economías.

$$r_t = r_t^* \quad (4)$$

Sin embargo, para la existencia de una oportunidad de arbitraje, es necesaria que la condición de retorno de la inversión se encuentre libre de riesgo, es por ello, que este parámetro de incertidumbre asociado al ingreso de capitales a la economía debe ser descontado de la tasa de interés doméstica. Al reescribir la ecuación 3 y aplicando este descuento por riesgo, el retorno real para el inversionista queda expresado de la siguiente forma:

$$r_t = (i_t - \vartheta_t) - i_t^* - \pi_t \quad (5)$$

Donde ϑ_t corresponde a la corrección del riesgo país necesario para poder cumplir a cabalidad la condición expuesta en la ecuación 4.

Considerando un esquema de flujos y presiones contrarias en las inversiones, sumado a la teoría gravitacional del comercio internacional desarrollada por Tinbergen (1962) y aplicado por Valenzuela (2007) a las relaciones comerciales en conglomerados económicos como el CAN y el MERCOSUR, en donde el tamaño, similitudes culturales y la proximidad juegan un rol fundamental en los flujos que se generan entre los países, se presume la existencia grados de influencia en el movimiento de capitales, y por ende, de tasas al interior de Latinoamérica, situación que estaría liderada por los movimientos de tasas efectuados principalmente por la economía brasilera.

CARACTERIZACIÓN ECONÓMICA Y FINANCIERA DE AMÉRICA LATINA

Al analizar el desarrollo de las estrategias de crecimiento que fueron adoptadas por las economías latinoamericanas y sus grados de profundidad llevados a cabo entre 2001 y 2013, se puede apreciar la existencia de grandes cambios en las economías de la región, los cuales se han aplicado en los países en períodos relativamente cortos de tiempo, lo que expone una heterogeneidad en las conducciones y diseños económicos en la región. Es así como conviven economías altamente liberalizadas como es el caso de Chile, Perú y Uruguay, mientras que en el otro extremo se tienen países con una fuerte injerencia estatal, como por ejemplo Venezuela, Ecuador, Argentina y Bolivia.

Como se puede ver en el Cuadro 1, los procesos de liberalización y apertura económica que fueron emprendidos en la década de los noventa³, llevaron a que

los países tuviesen en la primera parte del nuevo siglo índices de libertad económica altos⁴. En este sentido, solo dos países (Ecuador y Venezuela) pueden haberse considerado poco libres en materia económica. Sin embargo, en la segunda parte de la década del 2000 se suman a esta clasificación Argentina, Bolivia y Paraguay, completando de esta manera cinco economías catalogadas como controladas o reprimidas. Ya en el tercer período, Brasil se suma al grupo, aunque Paraguay logra aplicar reformas liberalizadoras que la posicionan en un mejor lugar en el Índice de Libertad Económica.

Pese a la mantención del número de países considerados poco libres los indicadores caen abruptamente en todos ellos, como consecuencia de la asunción al poder de líderes de corte populista que llevaron a cabo grandes procesos de reformas denominadas *anti-imperialistas*".

3. Para el caso de Chile, el proceso de liberalización económica se emprendió en 1974 (Astudillo y Guerrero, 2016).

4. Según el índice: 80 a 100 una economía es libre; 70 a 79.99 una economía es mayormente libre; 60 a 69.9 una economía es moderadamente libre; de 50 a 59.9 una economía es mayormente controlada; 0 a 49.9 una economía es reprimida.

Cuadro 1. Índices de libertad por países

País	Libertad económica			Libertad financiera			Libertad de inversiones		
	2001-03	2004-07	2008-15	2001-03	2004-07	2008-15	2001-03	2004-07	2008-15
Argentina	58,6	53,3	47,8	43,3	35,0	31,3	56,6	50,0	38,8
Bolivia	64,6	55,9	49,2	70,0	65,0	48,8	90,0	32,5	16,6
Brasil	62,3	58,8	56,8	50,0	45,0	55,0	50,0	50,0	50,6
Chile	76,9	78,0	78,1	70,0	70,0	70,0	70,0	72,5	83,8
Colombia	63,2	60,5	68,3	70,0	65,0	65,0	70,0	52,5	68,8
Ecuador	53,8	54,5	48,7	43,3	64,0	40,0	56,6	32,5	26,9
Paraguay	58,2	56,8	61,5	50,0	55,0	60,0	56,6	50,0	70,0
Perú	64,7	62,1	67,5	70,0	65,0	60,0	70,0	57,5	68,8
Uruguay	68,4	67,1	69,4	70,0	35,0	30,0	63,3	67,5	76,9
Venezuela	52,1	45,6	36,6	43,3	35,0	20,0	36,6	15,0	4.4

Fuente: Heritage Foundation (2016).

Al analizar otros sectores de la economía que resultan especialmente sensibles a las nuevas autoridades como es el caso del sector financiero, las restricciones son incluso mayores como se refleja en el Índice de Libertad Financiera mostrado en el Cuadro 1, bajo el cual, entre 2001 y 2003 solo cuatro economías podrían haber sido catalogadas como moderadamente intervenidas, manteniéndose esta cifra en el segundo período aunque los indicadores presentan un deterioro, mientras que entre 2008 y 2015, cinco países entran a la categoría de restrictivos, con índices que llegan a ser la mitad a los evidenciados en el primer tercio de la década, dejando solo dos economías (Chile y Colombia) con indicadores necesarios para ser consideradas libres en materia financiera.

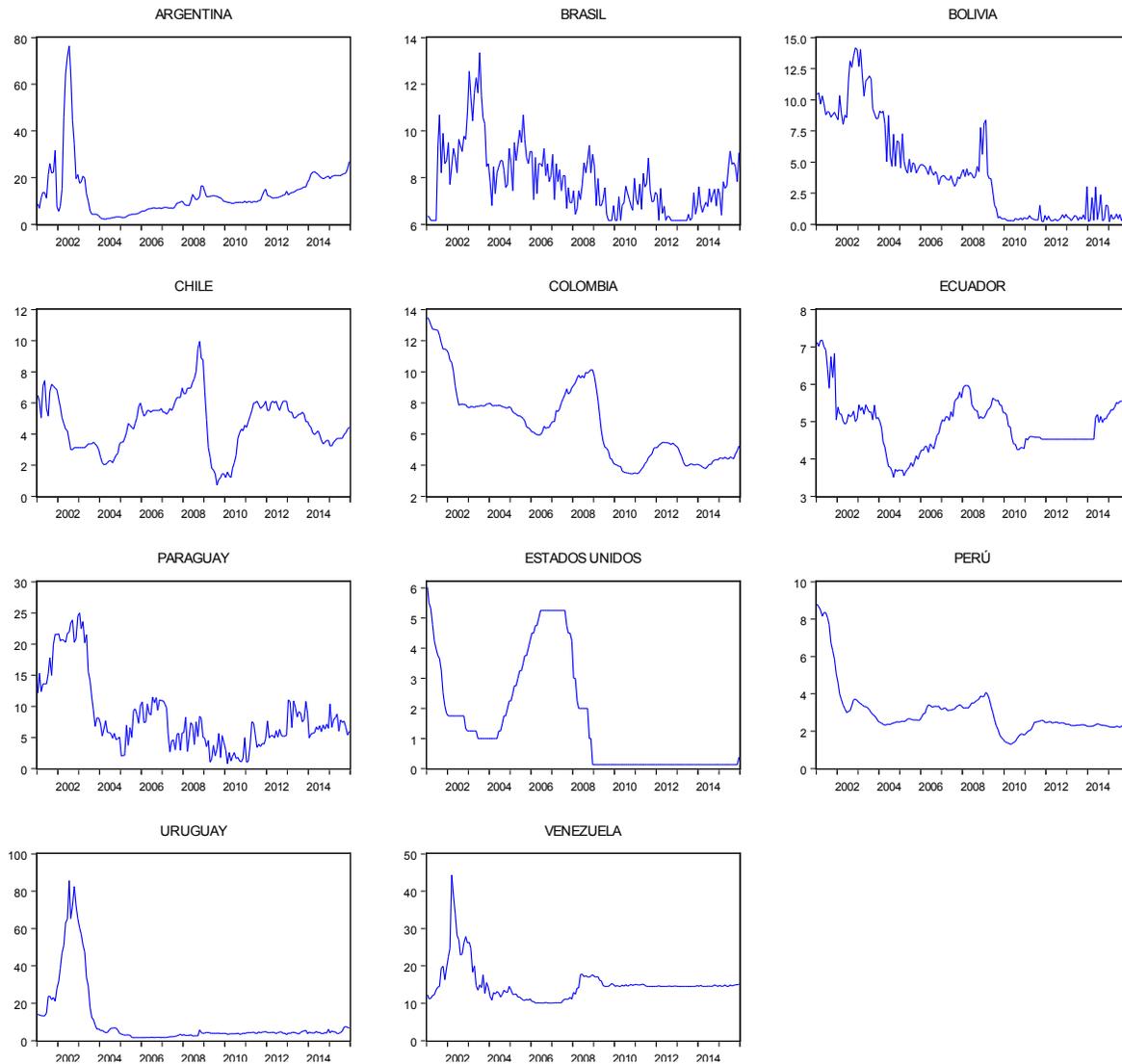
Esta situación de eliminación de las libertades económicas y financieras es particularmente evidente en la medición de la movilidad internacional de capitales o Índice de Libertad de Inversiones, donde se pasó de una economía con índices de bajo 50 a 4 que se encuentran por debajo de este valor, llegando incluso a casos extremos como el de Bolivia que pasa de un índice de 90 a 16.6 y Venezuela que solo alcanza un 4.4. Estas amplias diferencias en las libertades, lleva a establecer comportamientos disímiles entre sí para las tasas de interés internas nominales de los países que son sometidos a estudio, situación que queda

evidenciada por los gráficos construidos a partir de los datos obtenidos desde la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal, s. f.), esto en función de las tasas de interés a la captación de depósitos⁵. Como se observa en el gráfico 1, el comportamiento de tasas de los países presentan un marcado período de turbulencias, en donde se mezclaron valores altos y que a su vez fueron muy volátiles, situación que se presentó en la mayor parte de las economías estudiadas y perduró hasta mediados del año 2003. Posterior a ello, se evidencia una reducción en tasas con un comportamiento más estable, aunque se presentaron algunas coyunturas que hicieron incrementar rápidamente los tipos de interés. En este sentido, se tienen los casos de Argentina que presenta un fuerte incremento a fines de 2006, y Ecuador con un alza persistente entre 2005 y 2007, mientras que Colombia por su parte, lo hace entre 2006 y 2008.

Las excepciones a estos períodos de estabilidad financiera regional son Brasil y Paraguay, puesto que fueron los países que presentaron una alta volatilidad a lo largo de todos los años graficados.

5. La tasa de interés se encuentra anualizada.

Gráfico 1. Comportamiento de las tasas de interés.



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de Cepal (s. f.).

Al calcular los estadísticos preliminares para analizar el comportamiento de las tasas, se obtiene que para el primer período analizado, Argentina y Uruguay presentan la mayor volatilidad en la tasa de interés, situación que es medida a través de su coeficiente de variación. Esta alta variabilidad de tasas es mantenida por ambos países entre los años 2004 al 2007. En el tercer período, tanto Bolivia como Paraguay destacan por aumentar la variabilidad de las tasas de interés del mercado. Sin embargo, y pese a que Argentina y Venezuela poseen coeficientes de variación que

resultan ser bajos, esto se debe a la alta tasa de interés promedio del período, situación que otorga un sesgo a la medición estadística. En este sentido, si se asume que una baja variabilidad en la tasa de interés es la consecuencia directa de estabilidad económica y financiera, se llegaría a una conclusión inicial espuria.

Cuadro 2. Estadísticos de tasas de interés de captación

País	2001-2003			2003-2007			2008-2015		
	Media	Desviación	CV	Media	Desviación	CV	Media	Desviación	CV
Argentina	22,0	20,08	0.91	6,59	9,6	1.46	14,1	4,70	0.33
Bolivia	10,4	1,89	0.18	4,9	1,63	0.33	1,4	1,82	1.30
Brasil	9,3	1,92	0.21	8,3	0,89	0.11	7,1	0,85	0.12
Chile	4,6	1,6	0.35	4,6	1,45	0.32	4,7	1,94	0.42
Colombia	9,73	2,17	0.22	7,26	0,85	0.12	5,2	1,99	0.38
Ecuador	5,7	0,78	0.14	4,4	0,65	0.15	4,9	0,47	0.09
Paraguay	17,7	5,18	0.29	6,9	2,79	0.4	5,5	2,54	0.46
Perú	4,7	2,17	0.46	2,86	0,38	0.13	2,4	0,63	0.26
Uruguay	36,24	24,11	0.67	2,95	1,68	0.57	4,2	0,90	0.22
Venezuela	20,24	7,9	0.39	11,28	1,2	0.11	14,9	0,95	0.06

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de Cepal (s. f.).

Por otra parte, los niveles de inflación mensual promedio de los países latinoamericanos se encuentran marcado para el primer período por un rápido crecimiento en el nivel de precios, situación que se hace más evidente para los casos de Argentina, Bolivia, Perú y Venezuela, quienes superan el 10% de inflación anual. En el segundo período, el incremento en los niveles de precios son contenidos por las autoridades económicas, no obstante a ello, Argentina y Venezuela vuelven a presentar las mayores tasas de inflación, situación que se mantiene en el último período estudiado, en donde incluso se agrava para el caso venezolano, quienes experimentan un incremento promedio mensual de los precios de un 3,38%, lo que se traduce en una inflación anual que supera el 30%.

En un análisis preliminar, ambos componentes de las tasas de interés de los países resultan ser concordantes entre sí. En este sentido, al ser los niveles de inflación parte integrante del rendimiento nominal exigido por parte de los depósitos, su mayor nivel debiese reflejarse en mayores tasas de interés para países que atraviesan estos procesos de escalada de precios, situación que se evidencia principalmente en Argentina y Venezuela. Por otro lado, se encuentran las economías chilena, colombiana y peruana, las cuales son consideradas altamente liberalizadas en el diseño de su estructura económica, esto medido a través de los indicadores de

libertad, y que a su vez presentan niveles de inflación acotados y estables, situación que es traspasada a sus tasas de interés domésticas.

Cuadro 3. Estadísticos para los niveles de inflación mensual

País	2001-2003		2003-2007		2008-2015	
	Media	Desviación	Media	Desviación	Media	Desviación
Argentina	1,06%	0,021	0,73%	0,003	1,05%	0,007
Bolivia	0,20%	0,004	0,53%	0,006	0,46%	0,005
Brasil	0,79%	0,006	0,42%	0,002	0,52%	0,003
Chile	0,18%	0,004	0,34%	0,004	0,28%	0,004
Colombia	0,56	0,005	0,42	0,004	0,32%	0,003
Ecuador	0,82%	0,008	0,23%	0,003	0,36%	0,004
Paraguay	0,84%	0,011	0,63%	0,012	0,37%	0,006
Perú	0,10%	0,004	0,21%	0,003	0,27%	0,003
Uruguay	1,04%	0,013	0,55%	0,006	0,65%	0,005
Venezuela	1,79%	0,011	1,41%	0,009	3,38%	0,026

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de Cepal (s. f.).

Al analizar el comportamiento de la tasa de interés real, en el primer período no se observa un cambio significativo sobre la base anualizada, situación similar sucede con los coeficientes de variación. No obstante, esta invariabilidad cambia conforme se avanza en el tiempo. Es así, como para el tercer período analizado, las tasas de interés tienden a reducirse y estabilizarse, teniendo casos muy marcados como el argentino y venezolano que presentan reducciones significativas tanto en las tasas, como en los coeficientes. Sin embargo, ambas economías siguen teniendo las mayores tasas de interés en el período.

Cuadro 4. Estadísticos para la tasa de interés real

País	2001 – 2003			2003-2007			2008-2015		
	Media	Desviación	CV	Media	Desviación	CV	Media	Desviación	CV
Argentina	21,00%	0,19	0.9	4,54%	0,02	0.44	13,00%	0,04	0.33
Bolivia	10,23%	0,02	0.2	4,39%	0,02	0.46	0,94%	0,02	1.98
Brasil	8,55%	0,02	0.23	7,91%	0,01	0.13	6,63%	0,01	0.13
Chile	4,42%	0,02	0.45	4,23%	0,01	0.24	4,38%	0,02	0.44
Colombia	9,16%	0,02	0.22	6,85%	0,01	0.15	4,93%	0,02	0.39
Ecuador	4,69%	0,01	0.21	4,17%	0,01	0.24	4,56%	0,00	0.11
Paraguay	16,87%	0,05	0.3	6,28%	0,03	0.48	5,14%	0,03	0.64
Perú	4,63%	0,02	0.43	2,65%	0,01	0.37	2,17%	0,01	0.30
Uruguay	35,22%	0,23	0.65	2,39%	0,02	0.83	3,54%	0,01	0.31
Venezuela	18,48%	0,07	0.38	9,87%	0,01	0.1	11,56%	0,03	0.25

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos de Cepal (s. f.).

DATOS Y METODOLOGÍA

Para evaluar la convergencia de tasas en América Latina se utilizó información proveniente de la base de datos estadísticos de la Cepal, desde donde fueron recopiladas las tasas de interés de captación del mercado bancario de forma anualizada para los diez países de la región sujetos a estudio. Al estar anualizada, las tasas recopiladas son normalizadas en su base mensual. Para la variable inflación por su parte, los datos fueron extraídos del mismo sistema de información estadística de la Cepal, sin embargo, este se encuentra basado en el índice de costo de vida, es por ello, que se procedió a determinar la variación intermensual del indicador para ser restada a la tasa de interés nominal.

Sin embargo, la disponibilidad de datos relacionados con el riesgo país son limitados para las economías sometidas a estudio. Es por ello, que la aplicación de la metodología de análisis de convergencia se efectuará de manera diferenciada en la utilización de las ecuaciones antes presentadas. En primer lugar, para analizar la convergencia de aquellas economías con las que se cuenta con la totalidad de los parámetros⁶, se utilizó la forma ampliada de la ecuación 5 para determinar las tasas de interés real. Para el caso de aquellas economías en las cuales no se cuenta con una serie completa⁷ y confiable para la variable riesgo país, se utilizó la ecuación 3 para determinar la tasa de interés real. Si bien, esta última ecuación no resulta ser la óptima para los objetivos de la investigación, si permite alcanzar evidencia preliminar para el co-movimiento de tasas en la región para aquellos países donde los datos disponibles no permiten una exploración más exhaustiva.

A diferencia de investigaciones anteriores, en primera instancia, no se asume la existencia de una tasa rectora

dentro de los países evaluados, es por ello que para aquellos países que cuentan con la totalidad de las series y que, por ende, es posible la aplicación de la ecuación 5, será descontado el parámetro i_t^* , para poder determinar los grados de convergencia de las series analizadas sin la aplicación de sesgos en la medición, quedando de la siguiente manera:

$$r_t = (i_t - \vartheta_t) - \pi_t$$

(6)

Siguiendo con la premisa de desconocimiento de una tasa rectora o de convergencia para el caso peruano, es que se utilizará en esta primera fase la metodología de cointegración Engle-Ganger, el cual se desarrolla en dos etapas y permite identificar relaciones estables de largo plazo. Este modelo se basa en el supuesto de que una combinación lineal de dos o más series no-estacionarias, es en sí misma estacionaria y que, por ende, se encuentran cointegradas o siguen un camino en conjunto en el largo plazo.

6. Algunas series cuentan con vacíos en la variable *riesgo país*, para aquellos casos el dato se imputa a través de la aplicación de la variación mensual de la tasa de interés nominal al valor del mes anterior al faltante.

7. No se cuenta con el parámetro *riesgo país* para los casos de Bolivia y Paraguay.

Para ello, se desarrolla en la primera etapa un modelo estructural para la interrelación de la tasa de interés de captación de depósitos de Perú, el cual queda determinado de la siguiente manera:

$$\text{Perú}_t = C_t + \beta \text{Argentina}_t + \alpha \text{Bolivia}_t + \gamma \text{Brasil}_t + \delta \text{Chile}_t + \omega \text{Colombia}_t + \tau \text{Ecuador}_t + \varphi \text{Paraguay}_t + \mu \text{Uruguay}_t + \theta \text{Venezuela}_t + \rho \text{USA}_t + \varepsilon_t$$

En la formulación, se utilizan las tasas de interés real de las distintas economías latinoamericanas, además de la tasa de política monetaria de la Reserva Federal de los Estados Unidos, de modo de determinar el grado de influencia de esta variable en el comportamiento de la tasa doméstica de Perú.

En esta primera etapa del análisis del comportamiento de la tasa de interés peruana, se busca determinar aquellos países que ejercen una mayor influencia sobre los movimientos del interés de Perú. Tomando en consideración que la metodología Engle-Granger asume que variables no-estacionarias en una combinación lineal son estacionarias, es que las tasas de interés se testearon en el modelo estructural en niveles, para luego ser diferenciadas y ser comparados los resultados obtenidos⁸.

En el modelo inicial, se comprueba la existencia de una influencia de tasas de Argentina, Chile y Colombia en el comportamiento del interés peruano, siendo la tasa de interés chilena la que mayormente influye dentro de la evolución de la tasa del Perú. Al testar la misma hipótesis, esta vez sobre los tres países que resultan ser significantes en la evolución de la tasa de interés peruana, se establece una bilateralidad en la influencia, aunque los coeficientes resultan ser disímiles, por lo cual, se puede determinar que los grados de influencia no son lineales entre países, además de surgir otras economías de influencia para estos tres países.

Aplicando el mismo procedimiento, pero esta vez sobre las variables en primera diferencia, se obtiene que solamente resulta ser significativa la tasa de interés de Chile en el comportamiento del interés de Perú. Al comprobar la reciprocidad de la influencia, se determina la existencia de una bilateralidad en la convergencia de la tasa, incluso con coeficientes que resultan ser similares.

8. Algunas de las series poseen tendencia determinística en su comportamiento, es por ello que en todos los modelos en niveles desarrollados se integra el parámetro de modo de aislar el efecto para el análisis de los residuos.

Cuadro 5. Resultados de los modelos estructurales de interacción de tasas de interés

Variable	Niveles					Primera Diferencia		
	Perú	Perú	Argentina	Chile	Colombia	Perú	Perú	Chile
C	-0.07278	-0.00643	--3.06234***	0.00716	0.13339***	-0.00320	-0.00258	-0.00030
β	0.05462***	0.04865***		-0.03684***	0.03694***	0.04689		
α	0.02647		-0.53322***			0.03276		-0.10033**
γ	0.08686				0.13563***	-0.05745		
δ	0.24011***	0.22381***				0.23799***	0.20584***	
ω	0.16414**	0.17770***	1.19077***			0.03702		
τ	0.025234		-0.57600***		0.10204***	-0.03714		
φ	0.00240					0.00718		
μ	0.04308					0.00551		
θ	-0.01580				0.03776***	-0.04420*		
ρ	-0.05108			0.36585***	0.24924***	-0.04241		0.43806***
Perú			1.22160***	0.35409***	0.15540***			0.26273***
Tendencia	-0.00181	-0.00124	0.01620***		0.00075			
R-squared	0.23723	0.20350	0.40130	0.23340	0.39297	0.09005	0.06137	0.24803
Adjust. R-squared	0.19209	0.18992	0.38410	0.21588	0.36826	0.03588	0.05607	0.23514
F-statistic	5.25597	14.9888	23.3261	13.3200	15.9061	1.66245	11.5725	19.2410
Prob. F-statistic	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.09338	0.00083	0.00000

Nivel de significancia: * 0.10; ** 0.05; *** 0.01.

Con estos resultados preliminares, se procede a efectuar la segunda etapa de la metodología Engle-Ganger, en la cual se analiza el residuo de cada modelo para determinar si este posee un comportamiento estacionario. Para ello, se testea el parámetro del modelo de tasa de interés de Perú frente a aquellas que resultaron significativas, tanto en niveles como en primera diferencia. Posteriormente, se aplica el mismo procedimiento para determinar la convergencia de tasas de manera recíproca.

Para el testeo de la hipótesis de estacionariedad de los residuos, se aplica la metodología de Dickey-Fuller Aumentado.

Cuadro 6. Resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentado

Variable dependiente en niveles	ADF	Durbin-Watson
Perú	-10.64683***	2.007759
Argentina	-5.228144***	2.037650
Chile	-8.355184***	1.899430
Colombia	-7.786112***	1.675409
Variable dependiente en diferencia		
Perú	-10.99094***	2.010680
Chile	-9.005998***	2.059329

Nivel de significancia de Mackinnon 1996: *0.1; **0.5; ***0.01

Cono se desprende de los resultados obtenidos al analizar los residuos de cada uno de los modelos para la tasa de interés peruana, en todas las pruebas se rechaza la hipótesis nula de no-estacionareidad, con lo cual se puede determinar que parte del comportamiento que presenta la tasa de interés de Perú depende de los movimientos que se producen en Chile y, en menor medida, con Argentina y Colombia.

Con estos resultados, se procede a estudiar la covariación de tasa en distintas temporalidades.

Cuadro 7. Resultados de los modelos estructurales de interacción de tasas de interés peruana en niveles y diferentes períodos

Variable	2001-03	2001-03	2004-07	2004-07	2008-15	2008-15
C	-0.03567	0.02863	-0.51691	-0.26462	-0.21789	-0.31486
β	0.07051*	0.05414**	-0.03870		0.10431	
α	0.15970		0.03191		0.06804	
γ	0.06259		0.43422**	0.44324***	-0.07241	
δ	0.74562***	0.58918***	0.29267*	0.18279*	0.13556*	0.13831**
ω	0.22339		0.29544		0.15063	
τ	-0.01580		0.13113		0.01366	
φ	-0.03736		0.01983		-0.03436	
μ	0.07481		-0.05927		0.05530	
θ	-0.01648		-0.01936		0.00171	
ρ	-0.42269		-0.06513		-0.03686	
Tendencia	-0.00549	-0.00588	0.00530	0.00194	0.00087	0.00062
R-squared	0.66228	0.56432	0.37286	0.28848	0.13974	0.04839
Adjust. R-squared	0.50748	0.52347	0.18123	0.24000	0.02709	0.02792
F-statistic	4.27852	13.8460	1.94575	5.94659	1.24048	2.36446
Prob. F-statistic	0.00141	0.00000	0.06556	0.00170	0.27388	0.09963

Nivel de significancia: * 0.10; ** 0.05; *** 0.01.

En el Cuadro 7 se muestran los resultados obtenidos para las distintas temporalidades y combinaciones de influencia que se derivan de la primera prueba estructural. Con ellos, se determina que el comportamiento de la tasa interés real de Perú difiere en intensidad y covariación en relación con la evolución presentada por las demás tasas de la región, conforme se realizan truncamientos en las series. En este sentido, en la primera parte de la serie (2001-2003) las tasas de interés de Argentina y Chile resultan ser significativas y altamente explicativas para el comportamiento del interés peruano. En la segunda fase, Brasil y Chile son significantes, aunque el grado de influencia se reduce en forma considerable. En el tercer período, la tasa de interés de Perú converge solamente frente a la chilena, aunque de forma débil.

Al analizar los residuos de cada uno de los períodos (Cuadro 8) se logra determinar que los modelos de convergencia de tasas son significativos, por lo cual, se puede aseverar la convergencia de la tasa de Perú con la de Argentina, Brasil y Chile.

Cuadro 8. Resultados de la prueba de Dickey-Fuller en modelos por períodos

Período	ADF	Durbin-Watson
2001-2003	-6.50785***	1.86038
2004-2007	-5.53087***	1.97287
2008-2015	-7.38776***	1.82553

Nivel de significancia de Mackinnon 1996: *0.1; **0.5; ***0.01

Como forma de replicar las primeras mediciones, se procede a establecer los modelos de convergencia bajo la metodología de Engle-Granger pero en las series diferenciadas.

Cuadro 9. Resultados de los modelos estructurales de interacción de tasas de interés peruana en diferencias y períodos

Variable	2001-03	2001-03	2004-07	2004-07	2008-15	2008-15
C	-0.00660	-0.02406	-0.00314	0.00238	-0.01118	-0.00474
β	0.005250		0.05373		0.03048	
α	0.13121		0.01303		0.05386	
γ	0.06176		0.10571	0.28370***	-0.04322	
δ	0.71023***	0.48803***	0.33929*		0.13681*	0.10902
ω	0.13732		0.24293		-0.09830	
τ	-0.03146		-0.10824		0.02586	
φ	-0.10342		0.01701		0.01255	
μ	0.11862		-0.15961**	-0.16294***	0.08702	
θ	-0.04874		-0.05914		-0.05726*	-0.04532
ρ	-0.27478		-0.03691		-0.07711	
R-squared	0.35291	0.22692	0.22902	0.15594	0.09363	0.04216
Adjust. R-squared	0.08328	0.20350	0.02065	0.11843	-0.01300	0.02156
F-statistic	1.30890	9.68658	1.09910	4.15691	0.87811	2.04664
Prob. F-statistic	0.28094	0.00382	0.38821	0.02205	0.55673	0.13495
Durbin-Watson	2.96843	2.99902	2.56328	2.46039	2.56925	2.63648

Nivel de significancia: * 0.10; ** 0.05; *** 0.01.

Como se observa en el Cuadro 9, los modelos estructurales siguen mostrando una diferencia en el comportamiento y los grados de influencia de las distintas tasas de interés latinoamericanas sobre la del Perú. Se observa además, que la tasa de Chile resulta ser significativa en todos los períodos evaluados, aunque con distintos grados de influencia. En el segundo período, la tasa de interés uruguayo es significativa, mientras que para la tercera etapa, la tasa de interés de Venezuela influye el comportamiento de la tasa peruana, situación que queda validada a través de las pruebas ADF de los residuos de cada modelo desarrollado como se muestra a continuación en el Cuadro 10.

Cuadro 10. Resultados de la prueba de Dickey-Fuller en modelos por períodos

Período	ADF	Durbin-Watson
2001-2003	-10.23931***	2.19720
2004-2007	-8.70694***	1.99657
2008-2015	-12.2370***	2.14861

Nivel de significancia de Mackinnon 1996: *0.1; **0.5; ***0.01

CONCLUSIÓN

La teoría de convergencia de tasas ha sido ampliamente estudiada en la literatura económica, en donde se ha utilizado de forma común un hegemon financiero como centro de convergencia del tipo de interés. Al probar la hipótesis de convergencia de la tasa de interés de Perú sin la asunción de una tasa rectora inicial, se logra determinar que existen fuerzas regionales que actúan como tasas de convergencia para el caso peruano. En este sentido, la tasa de interés de Chile surge como principal fuente de influencia dentro del comportamiento de la tasa del Perú, además de otras economías como es el caso de la argentina, colombiana, brasilera, uruguayo y venezolana, aunque estas últimas lo hacen en menor medida. Sin embargo, cabe destacar que los

grados de influencia y convergencia dependen del período en el cual se somete a evaluación.

En forma adicional, se encuentra evidencia preliminar para el caso del comportamiento de la tasa de interés chilena, la cual, tendería a converger con mayor fuerza hacia la tasa de política de la Reserva Federal de los Estados Unidos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Arghyrou, M.; Gregoriou, A. y Kontonikas, A. (2009). Do Real Interest Rates Converge? Evidence from the European Union. *Journal on International Financial, Market, Institutions & Money*, (19), 447-460.

Astudillo, A. y Guerrero, D. (2016). Especialización Económica y Crecimiento Empobrecido. *Revista Trilogía*, 28(39), 96-112.

Cepal (s. f.). Centro de Información Estadística Cepalstat. Recuperado de: https://estadisticas.cepal.org/cepalstat/web_cepalstat/estadisticasindicadores.asp [10 de agosto 2016].

Chaboud, A. y Wright, J. (2005). Uncovered Interest Parity: It works, but not for long. *Journal of International Economics*, (66), 349-356.

Craighead, W.; Davis, G. y Miller, N. (2010). Interest Differentials and extreme support for Uncovered Interest Rate Parity. *International Review of Economic & Finance*, 19(4), 723-732.

Dooley, M. e Isard, P. (1980). Capital Controls, Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity. *The Journal of Political Economy*, 88(2), 370-384.

Edwards, S. (2010). The international Transmission of Interest Rate Shocks: The Federal Reserve and Emerging markets in Latin America and Asia. *Journal of International Money and Finance*, 29(4), 685-703.

Ferreira, A. y León-Ledesma, M. (2007). Does the Real Interest Parity Hypothesis Hold? Evidence for developed and Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance*, (26), 364-382.

Francis, B.; Hasan, I. y Hunter, D. (2002). Emerging Market Liberalization and the Impact on Uncovered Interest Rate Parity. *Journal of International Money and Finance*, (21), 931-956.

Heritage Foundation (s. f.). Index of Economic Freedom: Data Index. Recuperado de: <http://www.heritage.org/index/explore> [28 de octubre 2016].

Holmes, M. (2002). Does long-run real Interest Parity Hold Among EU Countries? Some new Panel Data Evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, (42), 733-746.

Holmes, M.; Dutu, R. y Cui, X. (2009). Real Interest Rate, Inflation and the Open Economy: A Regime-Switching Perspective on Australia and New Zealand. *International Review of Economics and Finance*, (18), 351-360.

Holmes, M. y Maghrebi, N. (2004). Asian Real Interest Rates, Nonlinear Dynamics, and International Parity. *International Review of Economics and Finance*, (13), 387-405.

Liu, L.; Chang, H.; Su, C. y Jiang, C. (2013). Real Interest Rate Parity in East Asian Countries Based on China with Flexible Fourier Stationary Test. *Japan and the World Economy*, (25), 52-58.

Lothian, J. y Wu, L. (2011). Uncovered Interest-rate Parity Over the Past Two Centuries. *Journal of International Money and Finance*, (30), 448-473.

Moore, M. y Roche, M. (2012). When does Uncovered Interest Parity Hold? *Journal of International Money and Finance*, (31), 865-879.

Tinbergen, J. (1962). Shaping the World Economy. Suggestion for an International Economic Policy. *Thunderbird International Business Review*, (5), 27-30.

Valenzuela, B. (2007). Comercio Bilateral y Regionalismo Latinoamericano. *Revista Chilena de Economía y Sociedad*, 1(2), 22-33.

Zubaidi, A.; Soon, S. y Aishah, N. (2013). Parity Reversion in Real Interest Rate in the Asian Countries: Further

Evidence Based on Local-Persistent Model. *Economic Modelling*, (35), 634-642.

Zubaidi, A.; Soon, S. y Borsic, D. (2013). Real Interest Parity in Central and Eastern European Countries: Evidence on Integration into EU and the US Markets. *Journal on International Financial, Market, Institutions & Money*, (25), 163-180.