

Factores determinantes del spread de los bonos Soberanos: Perú, 2000-2018

Determinants of sovereign bond spreads: Peru, 2000 - 2018

 Jesús Alberto Jiménez García¹

Recepción: 08/07/2023

Aprobación: 27/07/2023

DOI: <https://doi.org/10.26495/tzh.v15i1.2458>



RESUMEN

El artículo infiere cuáles fueron los factores que incidieron en la determinación del spread soberano del Perú durante el 2000-2018. La investigación asumió el diseño explicativo-retrospectivo mediante la aplicación de modelación y estimación econométrica a través de datos panel. Metodológicamente se utilizó la regresión agrupada con los modelos de efectos aleatorios y de efectos fijos, finalizando con la aplicación de las pruebas de Hausman, Wald y Wooldridge. Los resultados demuestran que el modelo que mejor se ajusta a la estimación del spread de los bonos soberanos del Perú, Chile y Colombia, es el modelo de datos Panel de Efectos Fijos, cuyas doce variables explicativas planteadas en el modelo, tan solo cuatro tuvieron resultados significativos y relevantes en el análisis estático y cinco variables en el análisis dinámico. Las variables que impactan positivamente en el spread de los bonos soberanos de los tres países son: la inflación, la Dummy de crisis financiera y el primer rezago de la variable endógena, mientras que las que impactan negativamente son: la razón Inversión Total a PBI y la Razón Saldo en la Cuenta Corriente a PBI.

Palabras clave: Spread, bonos soberanos, EMBI+, inflación, inversión, PBI.

ABSTRACT

The article infers which were the factors that influenced the determination of Peru's sovereign spread during 2000-2018. The research assumed the explanatory-retrospective design by applying econometric modeling and estimation through panel data. Methodologically, pooled regression was used with random-effects and fixed-effects models, ending with the application of the Hausman, Wald and Wooldridge tests. The results show that the model that best adjusts to the estimation of the spread of the sovereign bonds of Peru, Chile and Colombia is the Fixed Effects Panel data model, whose twelve explanatory variables proposed in the model, only four had significant and relevant results in the static analysis and five were variable in the dynamic analysis. The variables that have a positive impact on the sovereign bond spread of the three countries are: inflation, the financial crisis dummy and

¹ Maestro en Finanzas. Universidad ESAN. Doctorando en Economía y Desarrollo Industrial por la Universidad Nacional de Trujillo. Email: ajimenez79@hotmail.com ORCID: 0000-0002-0722-8484

the first lag of the endogenous variable, while those that have a negative impact are: the Total Investment to GDP ratio and the Current Account Balance to GDP ratio.

Keywords: Spread, sovereign bonds, EMBI+, inflation, investment, GDP.

INTRODUCCIÓN

Desde que en el Perú se puso en marcha la implementación de Estrategias de Gestión Global de Activos y Pasivos en 2013, el proceso de convertir la deuda pública del Perú en un portafolio con mayor presencia en soles se ha acelerado, pasando de 54,0% a 62,2% a inicios de setiembre de 2017, fenómeno que también se ha repetido en lo concerniente al total de bonos soberanos colocados que pasaron de 6,4% del PBI en diciembre de 2013 hasta 12,6% del PBI en octubre de 2017.

Se puede argumentar que la realidad del problema se expresa en la necesidad de los países de endeudarse para cubrir sus déficits y/o aumentar su riesgo. Todos los países en general no cuentan con los recursos suficientes para financiar las necesidades de todos sus ciudadanos, por lo que deben depender del financiamiento de organismos multilaterales o de la deuda interna a través de la emisión de bonos u otros valores. Sin embargo, no todos los países pueden ingresar al mercado internacional de bonos, y para eso el país debe cumplir con algunos requisitos, que muchas veces no se pueden cumplir. Uno de ellos, aunque quizás el más importante, es la estabilidad de las finanzas públicas y de la economía monetaria, que asegura que los pagos de intereses y principal se mantendrán en el futuro; Además, debe hacerse en el momento adecuado. Pueden surgir obstáculos financieros en el mercado en los que la emisión de instrumentos de deuda no sería apropiada.

Otro problema con la emisión de bonos del gobierno está relacionado con la situación interna. El contexto no siempre es favorable. Los inversores a menudo quieren esperar a ver quién gana las elecciones generales de un país para pronosticar sus líneas y montos de inversión. Los inversionistas siempre son muy cautelosos acerca de la situación política del país y las disputas políticas limitan la emisión de bonos gubernamentales a corto plazo. De lo anterior, se infiere que varios factores afectan la deuda de los países y su financiamiento a través de instrumentos de capital, los cuales, en definitiva, también afectan la oferta y la demanda de estos instrumentos. Estos factores pueden ser externos a la economía del país o internos, propios de la situación económica, social y política del país.

El uso de bonos del gobierno como medio para obtener nuevos fondos y generar ahorros significativos para el estado se ha vuelto muy común en los últimos años, por lo que es imprescindible un estudio de los factores que afectan la tasa de interés de los bonos del gobierno, pero dado que el concepto de margen del bono del gobierno peruano es cercano, este valor se utiliza para encontrar los factores que determinan la tasa de interés de los bonos del gobierno. Cada vez que se menciona el término riesgo soberano en este documento, se refiere al riesgo soberano o prima de riesgo soberano. Asimismo, como referencia metodológica se usará una medición de riesgo país elaborado por el Banco de Inversión J.P. Morgan de la Estados Unidos de Norteamérica y construido sobre la base de un Índice EMBI+ Perú (Emerging Market Bond Index Plus Perú) el cual toma como referencia el

rendimiento y capitalización ponderada de una canasta de activos emitidos por el Estado y formado principalmente por bonos Brady del tipo FLIRB, Discount, PDI y Par, descontándosele el valor de los colaterales con el propósito de calcular un diferencial de rendimiento soberano, también llamada prima por riesgo soberano o “stripped yield”.

En función de lo estipulado, se planteó como problema investigativo: ¿Cuáles fueron los factores que tuvieron mayor incidencia en la determinación del spread soberano en el Perú en el periodo 2000-2018?, teniendo por objetivo principal determinar cuáles han sido los factores que incidieron en la determinación del spread soberano del Perú en el periodo 2000-2018, planteando la hipótesis que los factores que tuvieron mayor incidencia en la determinación del spread soberano en el Perú en el periodo 2000-2018 son: Dummy de Crisis financiera, Crecimiento del PBI, Ratio deuda neta a PBI.

Cabe mencionar que los resultados presentados en este artículo se justifican teóricamente porque permitió conocer las teorías y el marco conceptual de las variables que influyen en la oferta y demanda de bonos soberanos emitidos por el Perú en las dos últimas décadas; además, en su relevancia práctica, permite conocer el mecanismo de emisión de los bonos soberanos y su colocación en el mercado de capitales. Por último, se justifica metodológicamente dado que permite conocer el proceso de la formación de precios de los bonos soberanos en el mercado de capitales.

MARCO TEÓRICO

Se empezará a definir riesgo país, según el MEF, “el riesgo país es el grado de probabilidad de que un país incumpla con sus obligaciones en moneda extranjera” (párr.1) De la calificación que obtenga depende, en gran medida, la inversión extranjera directa que atrae un país y en consecuencia de mayores inversiones para su desarrollo. Según Nagy (1979) el riesgo país podría definirse como la posibilidad de obtener una pérdida por parte de un acreedor extranjero en función a una operación de endeudamiento llevado a cabo por un determinado país. Por otro lado, Ontiveros (1991) afirma que el riesgo país es la posibilidad que un conjunto de prestatarios de un país en particular no pueda cumplir con el pago del principal y los intereses de los pasivos contraídos con acreedores en los términos acordados previamente.

Posteriores trabajos como los de Stiglitz et al., (1984) asocian el riesgo país a la probabilidad de que una nación no pueda hacer frente a sus compromisos financieros en lo referente a deuda externa. Por su parte Egli (2000) enfoca al riesgo país como una especie de costo de transacción, mientras que García y Vicens (2000) consideran como conceptos análogos tanto al riesgo país como al riesgo soberano. Algunos trabajos de investigación sobre la naturaleza y la demanda de bonos soberanos a nivel internacional son los siguientes:

Fuenzalida et al. (2005) señalan no solo como un indicador para evaluar las percepciones de riesgo de los inversionistas internacionales, sino también para monitorear y determinar el nivel de exposición al riesgo de los empresarios nacionales y extranjeros al momento de invertir en mercados emergentes, se señala la importancia del riesgo país y el

riesgo país. Los autores señalan que el riesgo país se refiere a la volatilidad debida a la volatilidad no ex ante en los niveles de inversión pública y privada, que pueden ser financiadas por capital social o prepagos extranjeros. El riesgo país, por otro lado, es un subconjunto del riesgo país, ya que solo se menciona la volatilidad debido a cambios inesperados en los niveles de inversión pública.

En otros estudios realizados en países emergentes de la región también se encuentran resultados que van en línea con la literatura existente, destacando que tanto los fundamentos internos como los externos son importantes al momento de determinar el riesgo soberano. Así, por ejemplo, Azar et al., (2007) afirman que existe una relación de largo plazo entre la tasa de inflación y el spread soberano de Uruguay, lo mismo sucede con los desequilibrios del tipo de cambio real, el ratio deuda pública sobre producto y el rendimiento de los bonos de EE.UU. a diez años. En el corto plazo, el spread soberano de Uruguay puede recibir la influencia del ratio de activos de reserva sobre el PBI y los términos de intercambio. Sin embargo, los autores advierten que estos resultados deben ser tomados con cautela ya que las series de datos disponibles son de corta duración.

De igual manera se menciona la interdependencia que existe entre el spread soberano doméstico y los spreads soberanos latinoamericanos. Es el caso del estudio realizado por Ferreira et al., (2009), demuestran que el spread soberano de Uruguay está significativamente correlacionado con el spread soberano de Latinoamérica y en particular con el de Brasil. Según Alonso (2005), indica que los costos de los bonos soberanos que se negocian en los mercados secundarios consienten alcanzar el spread o, con mayor exactitud, la diferencia entre la rentabilidad al término del bono y la rentabilidad al término de un bono de igual plazo residual emitido por un emisor que convencionalmente se considera libre de riesgo de crédito.

Es bien sabido en la industria financiera que los inversores que compran bonos están expuestos a diversos riesgos. El principal riesgo es, sin duda, que el emisor no cumpla con su obligación de pagar los intereses o el monto de la deuda. El riesgo de crédito depende básicamente de las características del emisor, pero también puede verse afectado por otros factores. Hay dos factores involucrados en el riesgo crediticio del gobierno: la capacidad de pago y la disposición a pagar. Otro riesgo importante señalado por Alonso (2005) es el riesgo de mercado ya que los bonos se negocian en el mercado secundario y los precios fluctúan debido a cambios en la oferta y la demanda. Por lo tanto, hay varios factores que influyen en las fluctuaciones del precio de los bonos. Uno de los riesgos más importantes es la volatilidad de las tasas de interés libres de riesgo y de corto plazo (LIBOR). Sin embargo, otros riesgos surgen del juicio del inversionista con respecto a la capacidad del emisor para cumplir con sus obligaciones. De esto podemos concluir que el riesgo de mercado y el riesgo de crédito están estrechamente relacionados.

También hay una serie de factores que influyen en los inversores a la hora de evaluar la solvencia de un emisor, uno de los cuales es, por ejemplo, el desarrollo económico en los países ricos, otro es la temporada electoral y las condiciones del mercado. También se conoce como reestructuración. Los factores económicos y políticos generados por la publi-

cación de indicadores macroeconómicos también influyen en los cambios en las calificaciones crediticias de las agencias gubernamentales, que van desde crisis y turbulencias en otras economías emergentes. Otro riesgo importante es el riesgo de liquidez, que también está muy relacionado con el riesgo de crédito y los procesos de contagio.

Alonso (2005) afirma repetidamente que "también hay otros factores relevantes que afectan los precios de los bonos del gobierno. La disminución de la rentabilidad de los activos libres de riesgo puede conducir a la búsqueda de mayores rendimientos con mayor riesgo" (p. 85). Sin embargo, las compras de bonos del gobierno han hecho subir los precios y los spreads se han reducido temporalmente. Por el contrario, cuando se produce un comportamiento de rebaño, los inversores huyen de los activos de mayor riesgo y buscan refugio en activos de menor riesgo. Esto es lo que llamamos 'huida a la calidad'. La presión de venta ha empujado los precios a la baja y los spreads se han ampliado. Por último, hay que añadir que no todas las emisiones tienen el mismo tamaño y tampoco son negociadas con igual frecuencia, lo que determina unas condiciones de liquidez específicas para cada emisión con influencia sobre sus precios y, por lo tanto, sobre el spread.

Algunos analistas e investigadores coinciden en que el mercado de bonos soberanos y el mercado de valores corporativo doméstico se complementan. D'Acuña, et al., (2009) afirman que el progreso y liquidez del mercado secundario de bonos soberanos locales es significativo en la alineación de los instrumentos de renta fija privados y, a través de modelos como CAPM, de los instrumentos de renta variable. El desarrollo de este mercado permite a los agentes privados, especialmente bancos e inversionistas institucionales, manejar de forma más eficiente los riesgos involucrados y la composición de sus activos y pasivos.

Cuadros (2016) afirma que las tasas de interés nominales de los bonos soberanos pueden dividirse en dos componentes, i) expectativas de tasa de interés a corto plazo y ii) primas de vencimiento. En ese sentido, el comportamiento de la tasa de interés de los bonos soberanos se explica por movimientos de las expectativas de la tasa de interés de corto plazo y prima de vencimiento, y, en general, los factores que afectan a estos factores. Es por esta razón que la descomposición de la curva de rendimientos ayuda a entender mejor la dinámica de la estructura a términos de las tasas de interés. El autor refiere que un ejemplo no muy lejano de la utilidad de esta descomposición es lo ocurrido con las tasas de los bonos soberanos de largo plazo en Estados Unidos en junio de 2004. En esa fecha, el Banco Central de ese país, o sea la Reserva Federal (Fed), decidió elevar la tasa de referencia de la política monetaria, no obstante, a pesar del incremento de la tasa corta, las tasas de largo plazo cayeron, a lo que el presidente de la Reserva Federal de ese entonces, Alan Greenspan, denominó como el "acertijo" de las tasas de interés.

En el ámbito nacional a pesar de que la investigación sobre todo lo relacionado a los bonos soberanos es escaso, son valiosas las aportaciones de los siguientes autores: Olivares y Pastrana (2011), afirman que existe una alta dependencia entre Perú y los demás países de la región debido a la progresiva integración comercial de Perú con el resto del mundo. En este estudio, la estimación de los determinantes del spread soberano del Perú señala que las principales variables macroeconómicas que afectan sustantivamente dicho spread serían

el nivel de reservas internacionales y el ratio Deuda/PBI. Palomino y Campoblanco (2014), señalan que la emisión interna de bonos soberanos desde el año 2001 ha tenido una gran aceptación en el mercado de deuda. Empezó con plazos de vencimiento de dos años y en la actualidad se han realizado emisiones con plazos de vencimiento de hasta 40 años. Los autores afirman que la tasa de rendimiento de los bonos soberanos ha bajado progresivamente desde el año 2001 (ese año alcanzó una tasa superior al 12%, por las condiciones de mercado y los niveles de riesgo), en la actualidad en los procesos de subasta se presentan tasa de rendimiento entre el 4 a 6% dependiendo del plazo; esta situación es producto de los sólidos fundamentos de la economía peruana.

Otro estudio sobre los bonos soberanos y su relación con el entorno macroeconómico es hecho por Gomero et al., (2014) afirman que cuanto mayor sea la certidumbre de cumplimiento de pago del compromiso asumido por la emisión del bono, el emisor se encontrará en una mejor posición para negociar la tasa de emisión o de interés. Esto, sin duda es lo que ha venido ocurriendo con el Perú en las sendas emisiones que venido ofreciendo en el mercado de deuda pública soberana en los últimos años. Los autores afirman que cuando los gobiernos tienen sus cuentas fiscales muy deterioradas, existe un clima de inestabilidad que conspira con la percepción del riesgo, reflejándose forzosamente en la tasa de interés a la cual finalmente se colocan los bonos soberanos, se debe superar el EMBI y la tasa libre de riesgo, lo cual solo se logra si el emisor emite señales claras de credibilidad y fuerte responsabilidad y disciplina fiscal.

El rendimiento de los bonos soberanos puede mostrar de manera muy aproximada si la economía está pasando por una coyuntura de estabilidad o de incertidumbre; los fundamentos propios de una economía que es manejada de manera responsable, respetando la disciplina fiscal, teniendo metas explícitas que los agentes económicos puedan percibir con claridad para su proceso de toma de decisiones sin duda, mostrarán inversionistas interesados en dejar su dinero invertido en instrumentos de ese país por largo tiempo. En cambio, cuando las condiciones son absolutamente contrarias a lo descrito líneas arriba, los inversionistas querrán recuperar sus inversiones lo más rápido posible, exigiéndole a los instrumentos de deuda de corto plazo un mayor rendimiento.

Contrariamente, cuando una economía proyecta una imagen de credibilidad y estabilidad, los instrumentos de deuda como los bonos soberanos, por el riesgo explícito que involucran y por los factores exógenos que la afectan, le exigirán un mayor retorno (TIR), debido como es natural a los documentos de corto plazo las exigencias requeridas serán menores, bajo el fundamento de que los factores exógenos en el corto plazo no representan un peligro significativo para sus inversiones.

METODOLOGÍA

Este trabajo, según Hernández y Mendoza (2019) es una investigación, explicativa retrospectiva por cuanto presenta la dinámica y relación entre algunas variables independientes y una variable dependiente del desarrollo de las demás como es el spread soberano.

Se empleó el método inductivo - deductivo, porque a través de observaciones realizadas de un caso particular se plantea un problema. Éste lleva a un proceso de inducción que remite el problema a una teoría para formular una hipótesis, que a través de un razonamiento deductivo intenta validar la hipótesis empíricamente (Esteban, 2009). Investigación de diseño no experimental y longitudinal en panel.

La presente investigación siguió el modelo planteado por Edwards (1983), siendo la variable dependientes: Spread soberano y las Variables independientes: Tasa de crecimiento del PBI real (cpbi), Dummy de crisis financiera (d1), Razón deuda neta a PBI (dpbi) Razón Reservas Internacionales a PBI (rpbi), Razón Servicio de la Deuda a Exportación (debserx), Razón Inversión Total a PBI (invpbi), Razón Importación a PBI (mpbi), Razón Saldo en Cuenta Corriente a PBI (cctepbi), Inflación (inf), Tasa de la FED (fed), Control de la Corrupción (coc), Imperio de la Ley (rol); Siendo la ecuación empleada la siguiente:

$$\log(\text{spreadit}) = \beta_0 + \delta_0 * d1it + \beta_1 * cpbiit + \beta_2 * dpbiit + \beta_3 * rpbiit + \beta_4 * debserxit + \beta_5 * invpbiit + \beta_6 * mpbiit + \beta_7 * cctepbiit + \beta_8 * infit + \beta_9 * fedit + \beta_{10} * ccorruptit + \beta_{11} * rolit + \epsilon it \dots\dots\dots (1)$$

Donde i hace referencia al individuo o a la unidad de estudio (corte transversal), t a la dimensión en el tiempo, β_0 es un vector de interceptos de los parámetros (8), d1 es una variable binaria (año 2008 = 1, otros años = 0) y ϵit representa al término de error en el modelo. Se siguió los siguientes pasos: en una primera etapa se especificó el modelo, en una segunda etapa se realizó el control de la heterogeneidad de no observable dentro de un modelo de panel data; de igual manera se siguió el siguiente camino para encontrar el mejor modelo de estimación en un inicio se considero la regresión agrupada (POOLED OLS), como segundo paso teniendo en cuenta las dimensiones de espacio y tiempo, se estima dos modelos: uno con efectos aleatorios y como efectos fijos, así mismo se realizó la prueba de Hausman, para verificar la heterogeneidad no observada ya que pueden haber variables que se consideran fijas en el tiempo, pero que varían entre países, están correlacionados con los regresores, pero no están correlacionadas con las perturbaciones, en tal sentido, los regresores son exógenos, se realizó también las pruebas de Wald y Wooldridge.

Por último, se realizó la estimación del modelo, para ello se aplicó la fórmula planteada originalmente, sin embargo, deberá tomarse en cuenta los resultados obtenidos a fin de descartar aquellas variables que no sean significativas o no coincidan con la teoría económica estudiada; por tanto, se tiene:

$$\log(\text{spreadit}) = \beta_0 + \delta_0 * d1t + \beta_1 * cpbiit + \beta_2 * dpbiit + \beta_3 * rpbiit + \beta_4 * debserxit + \beta_5 * invpbiit + \beta_6 * mpbiit + \beta_7 * cctepbiit + \beta_8 * infit + \beta_9 * fedit + \beta_{10} * lccorruptit + \beta_{11} * lrolit + \epsilon it \dots\dots\dots (2)$$

A continuación, procediéndose a efectuar los cálculos necesarios para la comprobación del modelo propuesto y aceptar las o descartar las variables no significativas.

RESULTADOS

A continuación, se muestran los resultados de la correlación de las variables en niveles, es decir en sus respectivas unidades de medida. En la tabla se pueden apreciar los re-

sultados del análisis de regresión estimado, observándose que las variables Razón a Reservas Internacionales a PBI y Razón de Importaciones a PBI no cumplen con los signos esperados por la teoría económica: (Ver Tabla 01)

Tabla 1: Correlación de las variables en niveles

	lspread	tcpbi	rpbi	dbruta-i	invpbi	cctepbi	mpbi	debserx	inf	fed	lcoc	lrol
lspread	1.0000											
tcpbi	-0.1858	1.0000										
rpbi	-0.1443	0.1528	1.0000									
dbrutapbi	0.5912	-0.1156	-0.1854	1.0000								
invpbi	-0.3454	0.2154	0.2564	-0.4535	1.0000							
cctepbi	-0.2437	0.1669	-0.1752	-0.3279	-0.5144	1.0000						
mpbi	-0.5086	0.1270	0.1718	-0.8795	0.6352	0.0728	1.0000					
debserx	0.4913	-0.2354	-0.3686	0.6661	-0.4810	-0.0521	-0.5982	1.0000				
inf	0.5409	0.1065	-0.3200	0.1712	0.0191	-0.0886	-0.0787	0.3079	1.0000			
fed	0.0811	0.2518	-0.2194	0.0570	-0.4381	0.5246	-0.2116	0.2109	0.1688	1.0000		
lcoc	-0.4152	0.0303	-0.2860	-0.7216	0.2234	0.3550	0.7655	-0.2728	-0.0602	0.0387	1.0000	
lrol	-0.5567	-0.1170	-0.2461	-0.7304	0.3751	0.1443	0.7753	-0.3912	-0.1913	-0.1232	0.8863	1.0000

A continuación, se muestran los resultados de la correlación de las variables en niveles con un nivel de significancia del 5%. Nuevamente en el análisis de la correlación se observa que las variables Razón Reserva Internacionales a PBI y Razón Importaciones a PBI no cumplen con los signos esperados, mientras que todas las demás si lo hacen según los signos esperados: (Ver Tabla 02)

Tabla 02. Correlación de las variables en niveles con un nivel de significancia de 5%

	lspread	tcpbi	rpbi	dbruta-i	invpbi	cctepbi	mpbi
lspread	1.0000						
tcpbi	-0.1858	1.0000					
rpbi	-0.1443	0.1528	1.0000				
dbrutapbi	0.5912*	-0.1156	-0.1854	1.0000			
invpbi	-0.3454*	0.2154	0.2564	-0.4535*	1.0000		
cctepbi	-0.2437	0.1669	-0.1752	-0.3279*	-0.5144*	1.0000	
mpbi	-0.5086*	0.1270	0.1718	-0.8795*	0.6352*	0.0728	1.0000
debserx	0.4913*	-0.2354	-0.3686*	0.6661*	-0.4810*	-0.0521	-0.5982*
inf	0.5409*	0.1065	-0.3200*	0.1712	0.0191	-0.0886	-0.0787
fed	0.0811	0.2518	-0.2194	0.0570	-0.4381*	0.5246*	-0.2116
lcoc	-0.4152*	0.0303	-0.2860*	-0.7216*	0.2234	0.3550*	0.7655*
lrol	-0.5567*	-0.1170	-0.2461	-0.7304*	0.3751*	0.1443	0.7753*

	debserx	inf	fed	lcoc	lrol
debserx	1.0000				
inf	0.3079*	1.0000			
fed	0.2109	0.1688	1.0000		
lcoc	-0.2728*	-0.0602	0.0387	1.0000	
lrol	-0.3912*	-0.1913	-0.1232	0.8863*	1.0000

Estimación del Modelo de Regresión Agrupada (Pooled)

A continuación, se realizó la estimación del modelo MCO Agrupado obteniéndose los siguientes resultados: (Ver Tabla 03)

Tabla 03. Resultados de la estimación del Modelo Econométrico MCO Agrupado (Pooled)

Linear regression		Number of obs		=		57	
		F(12, 44)		=		22.05	
		Prob > F		=		0.0000	
		R-squared		=		0.7780	
		Root MSE		=		.29947	
lspread	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
tcpbi	-.0442987	.0378985	-1.17	0.249	-.1206782	.0320808	
rpbi	.0074149	.0075808	0.98	0.333	-.0078632	.0226931	
dbrutapbi	.002152	.0075014	0.29	0.776	-.0129661	.0172701	
invpbi	-.1047756	.0465537	-2.25	0.029	-.1985984	-.0109529	
cctepbi	-.1229843	.0376672	-3.27	0.002	-.1988976	-.047071	
mpbi	-.0182207	.0239263	-0.76	0.450	-.0664411	.0299996	
debserx	-.0019267	.0058509	-0.33	0.743	-.0137184	.009865	
inf	.0864162	.0282706	3.06	0.004	.0294405	.1433919	
fed	.0276881	.036638	0.76	0.454	-.0461509	.1015272	
lcoc	.9048921	.3479045	2.60	0.013	.2037367	1.606047	
lrol	-.6622999	.3128066	-2.12	0.040	-1.29272	-.0318796	
dummy	.84791	.2298677	3.69	0.001	.3846421	1.311178	
_cons	6.273562	1.39073	4.51	0.000	3.47073	9.076395	

Tal como se puede apreciar, los resultados arrojaron que solo las variables Razón Inversiones a PBI, Razón Saldo en Cuenta Corriente a PBI, Inflación y la variable Dummy, tuvieron el signo esperado y además resultaron ser significativas. Las demás variables no fueron significativas y además no tuvieron el signo esperado que establece la teoría económica. Se procedió entonces a descartar las variables no significativas y el nuevo modelo de MCO agrupados obtuvo los siguientes resultados: (Ver tabla 04):

Tabla 04. Resultados de la estimación del Modelo Econométrico MCO Agrupado (Pooled OLS) tomando en cuenta solo las variables significativas

Linear regression		Number of obs		=		57	
		F(4, 52)		=		68.01	
		Prob > F		=		0.0000	
		R-squared		=		0.7206	
		Root MSE		=		.30903	
lspread	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
invpbi	-.1640207	.0229223	-7.16	0.000	-.2100178	-.1180237	
cctepbi	-.134416	.0219484	-6.12	0.000	-.1784587	-.0903733	
inf	.0946284	.0215796	4.39	0.000	.0513258	.1379309	
dummy	.9528319	.1495776	6.37	0.000	.6526825	1.252981	
_cons	8.262155	.5417937	15.25	0.000	7.174966	9.349343	

Como se puede apreciar en los resultados obtenidos todas las variables fueron significativas, la probabilidad global también es significativa. El modelo muestra un R² mayor al 70%, lo cual indica una buena correlación entre las variables y una buena bondad de ajuste. El modelo por tanto es consistente.

Estimación del Modelo de Efectos Aleatorios (Random Effects)

A continuación, estimaremos el modelo de Efectos Aleatorios para contrastarlo con el Modelo de Datos Agrupados. Se utilizarán las mismas variables significativas que utilizamos en el modelo anterior. (Ver Tabla 05)

Tabla 05. Resultados de la estimación del Modelo Económico de Efectos Aleatorios

Random-effects GLS regression		Number of obs = 57			
Group variable: pais		Number of groups = 3			
R-sq:		Obs per group:			
within = 0.6784		min = 19			
between = 0.8617		avg = 19.0			
overall = 0.7206		max = 19			
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Wald chi2(2) = .			
		Prob > chi2 = .			
(Std. Err. adjusted for 3 clusters in pais)					
lspread	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
invpbi	-.1640207	.0268695	-6.10	0.000	-.216684 - .1113575
cctepbi	-.134416	.0268541	-5.01	0.000	-.187049 - .0817829
inf	.0946284	.0285262	3.32	0.001	.038718 .1505387
dummy	.9528319	.1513222	6.30	0.000	.6562458 1.249418
_cons	8.262155	.7231447	11.43	0.000	6.844817 9.679492
sigma_u	0				
sigma_e	.29107697				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

Tal como se puede observar en la Tabla 5, los resultados del Modelo de Efectos Aleatorios muestran que todas las variables son significativas y además se comportan como predice la teoría económica, es decir tienen los signos esperados. Por otro lado, el R² muestra que existe una correlación de más del 70%, lo que demuestra que es un modelo confiable y que podría estimar razonablemente el comportamiento del spread de los bonos soberanos de los tres países.

Estimación del Modelo de Efectos Fijos (EF)

A continuación, se estimará el Modelo de Efectos Fijos a fin de contrastarlo con los otros modelos y determinar cuál es el mejor de los modelos estáticos estimados. (Ver Tabla 6)

Tabla 6. Resultados de la estimación del Modelo Econométrico de Efectos Fijos

Fixed-effects (within) regression		Number of obs = 57				
Group variable: pais		Number of groups = 3				
R-sq:		Obs per group:				
within = 0.6876		min = 19				
between = 0.8086		avg = 19.0				
overall = 0.7128		max = 19				
corr(u_i, Xb) = -0.1827		F(2,2) = .				
		Prob > F = .				
(Std. Err. adjusted for 3 clusters in pais)						
lspread	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
invpbi	-.1570712	.0349089	-4.50	0.046	-.3072721	-.0068703
cctepbi	-.1318818	.0231569	-5.70	0.029	-.2315181	-.0322455
inf	.1228819	.0165303	7.43	0.018	.051758	.1940058
dummy	.8239093	.1272285	6.48	0.023	.2764894	1.371329
_cons	8.019121	.7740707	10.36	0.009	4.688563	11.34968
sigma_u	.15365657					
sigma_e	.29107697					
rho	.21793596 (fraction of variance due to u_i)					

Según los resultados encontrados, se puede apreciar que todas las variables son significativas y, además, presentan el signo esperado por la teoría económica. Además el modelo presenta un R² mayor al 70%, lo cual demuestra que es un buen modelo y que puede expresar bien la interrelación de las variables explicativas con la variable dependiente.

A continuación, se procederá a contrastar los modelos hallados a fin de determinar cuál es el mejor modelo para estimar el spread de los bonos soberanos, teniendo en cuenta tan solo las variables significativas.

Tabla 7. Elección del modelo de mejor ajuste

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
invpbi	-.1570712	-.1640207	.0069495	.0114309
cctepbi	-.1318818	-.134416	.0025342	.0131279
inf	.1228819	.0946284	.0282535	.0119427
dummy	.8239093	.9528319	-.1289226	.0469692

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 7.64
 Prob>chi2 = 0.0219

Decisión: Se rechaza la hipótesis nula de que no existe una diferencia sistemática entre los coeficientes de efectos fijos y aleatorios, por lo que es preferible la estimación mediante efectos fijos. Además, la probabilidad de Chi2 es igual a 2,19% y la regla de decisión dice que, si la probabilidad es menor al 5%, por lo tanto, se debe escoger el Modelo de Efectos Fijos.

Regla:

probabilidad_H < 5%, se selecciona EF.

Autocorrelación. A continuación, se debe comprobar si existe autocorrelación a través del Test de Wooldridge, el mismo cuyos resultados se ven a continuación:

Tabla 8. Resultados de la aplicación del Test de Wooldridge para determinar la existencia de Autocorrelación

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1, 2) = 5.269
Prob > F = 0.1486
```

Según los resultados del Test, no existe Autocorrelación ya que la probabilidad es mayor al 5%. (Prob > F = 0.1486 > 0.05 (5%))

Heteroscedasticidad. Luego se evidencio si existe Heterocedasticidad aplicando el Test de Wald Modificado.

Tabla 9. Comprobación de la heterocedasticidad

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (3) = 20.68
Prob>chi2 = 0.0001
```

Según los resultados del Test de Wald Modificado si existe Heterocedasticidad, puesto que la regla de decisión dice que para que no haya heterocedasticidad la probabilidad de Chi2 debe ser mayor a 5%. (Prob chi2 = 0.0001 < 0.05). Por lo tanto, debemos corregir la heterocedasticidad en el modelo de Efectos Fijos. Tal propósito se logra en la tabla siguiente. (Tabla 10):

Tabla 10. Modelo de efectos fijos corrigiendo heterocedasticidad

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors						
Group variable:	pais		Number of obs	=	57	
Time variable:	year		Number of groups	=	3	
Panels:	heteroskedastic (balanced)		Obs per group:			
Autocorrelation:	no autocorrelation				min	= 19
					avg	= 19
					max	= 19
Estimated covariances	=	3	R-squared	=	0.7206	
Estimated autocorrelations	=	0	Wald chi2(4)	=	167.29	
Estimated coefficients	=	5	Prob > chi2	=	0.0000	
lspread	Het-corrected		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
invpbi	-.1640207	.0191352	-8.57	0.000	-.201525	-.1265165
cctepbi	-.134416	.0207092	-6.49	0.000	-.1750053	-.0938267
inf	.0946284	.0201248	4.70	0.000	.0551845	.1340723
dummy	.9528319	.2058418	4.63	0.000	.5493893	1.356274
_cons	8.262155	.4238138	19.49	0.000	7.431495	9.092814

Tal como se observa en los resultados de la Tabla 10, las variables son significativas y además cumplen con lo estipulado en la teoría económica.

Estimación de un Modelo de Datos de Panel Dinámico

A continuación, se estimará un modelo de datos de panel dinámico a fin de contrastarlo con los resultados de los modelos de datos de panel estáticos.

Tabla 11. Estimación de un Modelo de Datos de Panel Dinámico

lsread		Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lsread	L1.	.4343927	.105474	4.12	0.000	.2276674	.641118
invpbi		-.0634608	.0395508	-1.60	0.109	-.140979	.0140574
cctepbi		-.075794	.0222177	-3.41	0.001	-.1193399	-.032248
inf		.1255962	.0207155	6.06	0.000	.0849947	.1661978
dummy		.6223307	.1879764	3.31	0.001	.2539038	.9907576
_cons		3.732967	1.419126	2.63	0.009	.951531	6.514403

Dado que muchas variables económicas son dinámicas, lo cual significa que el comportamiento de las mismas depende del horizonte temporal, entonces para modelizar este comportamiento se debe introducir como variable explicativa, a los rezagos de la variable a explicar. En este caso se ha rezagado en un periodo la variable a explicar, dando como resultado los parámetros y coeficientes mostrados en la Tabla 11. En dicha tabla se puede apreciar que salvo la variable Razón de Inversión a PBI, todas las demás variables son significativas y además, todos los signos corresponden a lo esperado por la teoría económica.

Estimación de un Modelo de Datos de Panel Cointegrado

Se estimó también un Modelo de Datos de Panel Cointegrado, sin embargo, tal como se muestra en la Tabla 12, los resultados no fueron lo suficientemente significativos y por tanto fue descartado.

Tabla 12. Estimación de un modelo de Datos de Panel Cointegrado

. xtointtest pedroni lspread invpbi cctepbi inf dummy				
Pedroni test for cointegration				
<hr/>				
Ho: No cointegration	Number of panels	=	3	
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	18	
Cointegrating vector: Panel specific				
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett	
Time trend:	Not included	Lags:	2.00 (Newey-West)	
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1	
<hr/>				
	Statistic		p-value	
<hr/>				
Modified Phillips-Perron t	1.6960		0.0449	
Phillips-Perron t	-0.7021		0.2413	
Augmented Dickey-Fuller t	-1.3903		0.0822	

Luego de haber intentado encontrar el modelo que mejor se ajuste a la estimación del spread de los bonos soberanos de Perú, Chile y Colombia, se llegó a la conclusión que el modelo estático de Efectos Fijos de Datos de Panel es el que mejor estima el valor del spread de los bonos soberanos de Perú, Chile y Colombia. La comparación de todos los modelos se puede apreciar en la Tabla 13 que se muestra a continuación.

Tal como se puede apreciar, todas las variables presentan signos coherentes con la teoría económica y parámetros bastante similares.

Tabla 13. Resumen de las estimaciones econométricas de los modelos estático y dinámico

	Análisis Estático				Análisis Dinámico
	Pool	Efectos Aleatorios	Efectos Fijos	Efectos fijos corrigiendo heteroscedasticidad	Arellano & Bond
lspread					
L1. lspread					0.43*
invpbi	-0.16*	-0.16*	-0.16**	-0.16*	-0.06
cctepbi	-0.13*	-0.13*	-0.13**	-0.13*	-0.08*
inf	0.09*	0.09*	0.12**	0.09*	0.13*
dummy	0.95*	0.95*	0.82**	0.95*	0.62*
Constant	8.26*	8.26*	8.02*	8.26*	3.73*
R-squared	0.72	0.72	0.71	0.72	
<hr/>					
Test Post-estimación					
Test Hausman			7.64**		
Test de autocorrelación Wooldridge, Prob > F			0.15		
Test de heteroscedasticidad: Wald, Prob>chi2			0.00		
Test Arellano & Bond					AR (1) -1.65** AR(2) -1.07**

Nivel de significancia: (*) 1%, (**) 5%
Fuente: Elaboración Propia.

Estimación del mejor modelo seleccionado

En un modelo de datos panel estático existen tres tipos de regresión: Pooled, por Efectos Fijos y por Efectos Aleatorios. En el caso de la regresión Pooled o regresión Agrupada, se utiliza el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), asumiendo que la varianza entre los países es cero, es decir, los países tienen características estadísticamente similares. En el caso de la regresión por Efectos Fijos, se asume que existe una diferencia estadísticamente significativa entre las observaciones. Por Efectos Aleatorios, se asume que no hay diferencias estadísticamente significativas entre los individuos. En base a esta interpretación, se corrige el Modelo de Efectos Fijos es el que mejor se asemeja a la realidad de los tres países: Perú, Chile y Colombia.

A continuación, se presenta los modelos finales, tanto para el análisis estático, como para el análisis dinámico:

Efectos fijos:

$$lspread_{it} = \overline{8.26} - \overline{0.16} * invpbi_{it} - \overline{0.13} * cctepbi_{it} + \overline{0.09} * inf_{it} + \overline{0.95} * dummy$$

Modelo dinámico:

$$lspread_{it} = \overline{3.73} + \overline{0.43} * lspread_{it-1} - \overline{0.06} * invpbi_{it} - \overline{0.08} * cctepbi_{it} + \overline{0.13} * inf_{it} + \overline{0.62} * dummy$$

DISCUSIÓN

De lo desarrollado a lo largo del presente trabajo de investigación y con la información expuesta y los resultados econométricos presentados, se contrastó el objetivo general con los resultados encontrándose lo siguiente:

Inflación

Estudios realizados por Azar, Oreiro y Adler (2007) en su artículo “Determinantes del Riesgo Soberano en Uruguay” afirma que existe una relación de largo plazo entre la tasa de inflación y el spread soberano de Uruguay, así entonces, la inflación es un factor que afecta el spread soberano de los países emergentes. El resultado encontrado en el presente trabajo muestra la misma tendencia. El spread aumenta en 0.09% si la inflación aumenta en 1%.

Razón Inversión Total a PBI

Esta variable impacta directamente en el crecimiento futuro de un país. En trabajos anteriores, Sachs y Cohen (1982), Sachs (1982, 1984), Edwards (1983) y en Díaz y Montero (2007), observaron que la inversión y el riesgo país están relacionados inversamente: una tasa de inversión más alta mejora la solvencia, por lo tanto, disminuye el spread soberano

del país. El resultado encontrado en el presente trabajo muestra la misma tendencia. El spread disminuye en 0.16% si este ratio aumenta en 1%.

Razón Saldo en Cuenta Corriente a PBI

Trabajos como el de Sachs (1981) y Adler, Azar, Oreiro y Tramontín (2007) obtuvieron una relación negativa entre este ratio y el spread soberano. Los países que obtienen un saldo positivo creciente en su cuenta corriente tienden a disminuir el spread soberano. El resultado encontrado en el presente trabajo muestra la misma tendencia. El spread disminuye en 0.13% si este ratio aumenta en 1%.

CONCLUSIONES

El modelo que mejor se ajusta a la estimación del spread de los bonos soberanos del Perú, Chile y Colombia, es el modelo de datos Panel de Efectos Fijos.

De las doce variables explicativas planteadas en el modelo, tan solo cuatro tuvieron resultados significativos y relevantes en el análisis estático y cinco variables en el análisis dinámico. Las variables que impactan positivamente en el spread de los bonos soberanos de los tres países son: la inflación, la Dummy de crisis financiera y el primer rezago de la variable endógena, mientras que las que impactan negativamente son: la razón Inversión Total a PBI y la Razón Saldo en la Cuenta Corriente a PBI.

Por cada aumento en 1% de la inflación y la variable Dummy, el spread de los bonos soberanos de los tres países crecerá 0,09% y 0,95% respectivamente. Por cada aumento en 1% de la razón Inversión Total a PBI y la razón Saldo en Cuenta Corriente a PBI, el spread de los bonos soberanos de los tres países se reducirá en 0,16% y 0,13% respectivamente.

REFERENCIAS

- Anderson, D., Sweeney, D. & Williams, T. (2008). *“Estadística para administración y economía”* (10.ª ed.). Cengage Learning.
- Alonso, N.. (2005). *“La volatilidad de los spreads soberanos en Latinoamérica”*. <https://dialnet.unirioja.es/download/articulo/3137443.pdf>
- Choy, M. & Cerna, J. (2014). *“Comportamiento de los mercados financieros peruanos ante el anuncio del tapering”*. Perú. Banco Central de Reserva del Perú. DT. N° 2014-011, Serie de Documentos de Trabajo, Working Paper Series.
- Cuadros, C. (2015). Descomposición de la estructura a términos de las tasas de interés de los bonos soberanos de Estados Unidos y Colombia. *Revista de Economía del Rosario*. Vol.18 (2.), 309-342.

- D'Acuña, S., Godoy, S., & Malandro, N. (2019). Descripción del funcionamiento del mercado secundario de bonos soberanos locales en Chile. Estudios económicos estadísticos N° 72. Banco Central de Chile.
- J. Eaton, M. Gersovitz, J. Stiglitz. (1986). The pure theory of country risk. *European Economic Review*. Vol. 30 (3), 515-519.
- Egli, D., (2000). *How global are global financial markets? The impacts in country Risk*. Swiss National Bank.
- Fuenzalida, D., Mongrut, S., & Nash, M. (2005). Riesgo país y riesgo soberano: concepto y medición. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, Vol. 4 (4), 347-367.
- García, S., & Vicéns, J. (2000). *Especificación y estimación de un modelo de riesgo país*. (2000). Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Madrid.
- Gomero, N., Masuda, V., & Barrera, J. (2014). Bonos soberanos y su relación con el escenario macroeconómico global. *Quipukamayoc, Revista de la Facultad de Ciencias Contables*. Vol. 22 (42), 31-43.
- Hernández, R., & Mendoza, C. (2019). *Metodología de la investigación: las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Mc Graw-Hill.
- Jiménez, F. (2005). *Bonos soberanos indexados a la capacidad de pago: Propuesta para asegurar la sostenibilidad de la deuda pública externa*. Documento de trabajo N° 241. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Ministerio de Economía y Finanzas. (2018). *“Informe anual de deuda pública 2017”*. Perú. Dirección General de Endeudamiento y Tesoro Público.
- Ministerio de Economía y Finanzas. (s.f.). La situación del riesgo país. https://www.mef.gob.pe/es/?option=com_content&language=es-ES&Itemid=100143&view=article&catid=297&id=2148&lang=es-ES
- Palmi, M. (2019). *Determinantes de los spreads soberanos en las economías emergentes de LATAM y ASIA*. Tesis Maestría en Finanzas. Universidad Nacional del Callao.
- Palomino, Y. & Campoblanco, V. (2014). *Endeudamiento público: bonos soberanos y letras del tesoro*. Congreso de la República del Perú, Área de servicios de investigación. Informe de investigación N° 60/2014-2015.
- Ministerio de Economía y Finanzas. (S.F). *Glosario de Términos*. Dirección General de Endeudamiento y Tesoro Público. <https://www.mef.gob.pe/es/glosario-sp-10805>