



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY



Facultad de
**Ciencias Económicas
y de Administración**
Universidad de la República

Determinantes del Spread Soberano en Uruguay en el período 2005-2018.

Nicolás Castiñeiras

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias
Económicas, Universidad de la República.

Montevideo - Uruguay

Febrero 2022



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY



Facultad de
**Ciencias Económicas
y de Administración**
Universidad de la República

Determinantes del Spread Soberano en Uruguay en el período 2005-2018.

Nicolás Castiñeiras

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, como parte
de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Director de tesis: Bibiana Lanzilotta

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2022

INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2022

Resumen

El objetivo de este trabajo es investigar las relaciones entre el spread soberano de Uruguay y las variables internas y externas de la economía, en el período enero de 2005 – diciembre 2018. Para la aplicación empírica, se emplea la técnica de Vectores Autorregresivos con Mecanismo de Corrección al Error, que permite estudiar las relaciones de corto y largo plazo entre las variables. Los resultados señalan que en el largo plazo el spread soberano de Uruguay se relaciona positivamente con el déficit fiscal, la inflación y el spread de países de LATAM, y negativamente con los términos de intercambio del país. En el corto plazo, a partir del análisis de las funciones impulso-respuesta y de descomposición de la varianza, se encuentra que el bloque de variables externas es el que mayor y más inmediato impacto tienen sobre el spread soberano. Este resultado está en consonancia con lo que se espera para una economía pequeña y abierta como la uruguaya, la cual es dependiente del contexto económico internacional.

Palabras clave

Spread soberano; Cointegración; Vectores Autorregresivos; Uruguay

TABLA DE CONTENIDOS

1. INTRODUCCIÓN.....	6
2. ANTECEDENTES.....	9
3. MARCO TEÓRICO	13
4. HIPÓTESIS	14
5. METODOLOGÍA Y DATOS	15
5.1 Descripción de los datos.....	15
5.2 Modelo de análisis.....	16
5.3 Modelo econométrico.....	18
6. RESULTADOS	20
6.1 Equilibrio a largo plazo	20
6.1.1 Test de Johansen.....	20
6.1.2 Contrastes de exclusión	21
6.1.3 Contrastes de exogeneidad	22
6.1.4 Relación de equilibrio.....	23
6.2 Dinámica de corto plazo.....	24
6.2.1 Funciones de Impulso – Respuesta.....	24
6.2.2 Descomposición de la varianza	27
7. CONCLUSIONES.....	28
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	31
ANEXO	34

1. INTRODUCCIÓN

El spread soberano se define como la diferencia entre el retorno exigido a un instrumento financiero emitido por un país riesgoso y al de otro considerado libre de riesgo, ambos emitidos en la misma moneda. Este diferencial se debe al riesgo que incurre el acreedor con relación a la capacidad de pago de la deuda, también conocido como riesgo de default. En general, los factores que determinan el spread soberano se asocian íntimamente con los fundamentos internos (inflación, reservas internacionales, ratio deuda/PIB, déficit fiscal, entre otros) y externos (spreads de otros mercados, tasas de referencia internacional, términos de intercambios, entre otros) de los países, exigiendo un mayor retorno de la deuda a las economías más débiles.

El spread soberano es utilizado por los países como un indicador financiero el cual mide el riesgo que se le asigna a una economía en particular. Las consecuencias que tiene para un país un aumento de los indicadores del spread se reflejan en un mayor costo de financiamiento para el estado, empresas y familias, así como en un deterioro de la capacidad de acceso al crédito de las empresas y los hogares, menor liquidez, inversión y crecimiento económico (Arend & Sanchez, 2020).

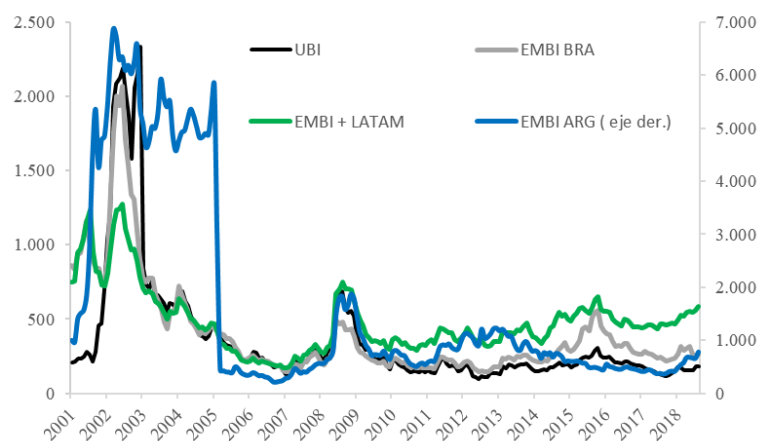
El estudio de los determinantes del spread soberano intenta encontrar aquellos factores que influyen en un mayor o menor costo de financiamiento externo. Este tipo de estudios adquiere gran relevancia para países emergentes, los cuales presentan restricciones presupuestarias mayores a la de países desarrollados y una inestabilidad económico-financiera mucho mayor. Según Bissoondoyal-Bheenick (2005), la importancia relativa de las variables económicas y financieras en la determinación del spread es sustantivamente mayor para países emergentes, que usualmente están enfrentando cambios estructurales. Por su parte, Aizenman et al. (2016) estudió empíricamente la importancia relativa de varios fundamentos económicos en los spreads soberanos de los mercados emergentes durante el periodo 2004-2012, encontrando que la inflación, fragilidad estatal, deuda externa y volatilidad de los términos de intercambio se asocian positivamente con el spread, mientras que la apertura comercial y un mejor resultado fiscal se asocian negativamente.

En el contexto uruguayo, como se puede observar en el Gráfico 1, el spread soberano medido a través del UBI - Uruguayan Bond Index¹ -, ha oscilado entre los 100 y 300 puntos básicos en la última década, ubicándose por debajo del promedio de la región. Al tener periodicidad diaria, es un índice

¹ El **UBI** - Uruguay Bond Index - es publicado diariamente por República Afap y refleja el "spread" promedio o diferencia entre el rendimiento de los bonos uruguayos y el rendimiento de los bonos del tesoro norteamericano. La existencia de un diferencial entre el rendimiento de los bonos soberanos de un país respecto de Estados Unidos (considerado el país con menor nivel de riesgo en el mundo) es usualmente atribuible a un premio por riesgo de "default" o incumplimiento de las condiciones de la deuda.

que presenta mucha volatilidad y que reacciona rápidamente a cambios en el mercado, destacando dos picos altos en: la crisis bancaria y financiera de 2002 y la crisis financiera internacional de 2008. En el año 2002, se produjeron importantes desequilibrios macroeconómicos, entre ellos, una fuerte devaluación que derivó en un incremento de la deuda pública (mayormente dolarizada). En este contexto, el spread soberano se elevó a niveles sin precedentes, reflejando el castigo de los inversores ante el escenario de riesgo de default. Por otro lado, frente a la crisis financiera internacional que se desató en 2008, el spread uruguayo se elevó a 700 puntos básicos a instancias del deterioro del contexto externo. A diferencia de lo sucedido en 2002, esta vez los fundamentos internos no se vieron mayormente afectados, y la desconfianza por parte de los inversores respondió fundamentalmente a la incertidumbre económica internacional. Ya pasada la crisis, en el año 2012 Uruguay logró posicionarse como un país con grado inversor, y desde entonces el spread se ha posicionado en niveles bajos. Si bien la causalidad desde la nota crediticia hacia el spread soberano no es evidente, lo más probable es que tanto las agencias crediticias como los inversores que adquieren deuda soberana observen fundamentos similares a la hora realizar una evaluación. Es por ello, que la relación entre la nota crediticia y la tasa de interés es inequívoca: a mejor calificación, menor costo de endeudamiento. Esto se ha observado en Uruguay durante la última década.

Gráfico 1. Evolución del spread soberano uruguayo y regionales²



Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Bloomberg y Republica AFAP

² El EMBI calculado por JP Morgan es la diferencia de tasa de interés que pagan los bonos denominados en dólares, emitidos por países subdesarrollados, y los Bonos del Tesoro de Estados Unidos, que se consideran "libres" de riesgo. La diferencia entre el EMBI+ y el EMBI, es que el primero registra el riesgo en dólares de todo tipo de deuda tanto de los Eurobonos emitidos en dólares en el exterior como de aquellos préstamos y de los instrumentos emitidos en el mercado local. El EMBI+ es una versión extendida y mejorada del EMBI original. Por ello, se utilizará el EMBI+ en el modelo, aunque ambos tienen un comportamiento muy similar.

Los antecedentes relevantes sobre los determinantes del spread soberano para el caso de Uruguay refieren a los trabajos realizados por Larzabal et al. (2001), Azar et al. (2007), Ferreira et al. (2009) y a Lorenzo et al. (2020). Los primeros dos antecedentes enfocan el análisis en el corto y largo plazo, y presentan como principal deficiencia la limitada duración de las series, las cuales van de 1994-2001 con frecuencia mensual para Larzabal et al. (2001) y de 1994-2007 con frecuencia trimestral para Azar et al. (2007). La limitada cantidad de observaciones restringen la interpretación de los resultados y conclusiones. Por su parte, los trabajos realizados por Ferreira et al. (2009) y Lorenzo et al. (2020), centran el abordaje del análisis en el corto y muy corto plazo.

Dicho lo anterior, el objetivo de este trabajo es una actualización sobre los determinantes del spread soberano en Uruguay en el corto y largo plazo, en donde se utilizarán datos con frecuencia mensual en el período enero 2005 – diciembre 2018³. La posibilidad de trabajar con series más prolongadas y actualizadas representa uno de los principales argumentos que justifica el estudio. En cuanto a la metodología, se empleará la técnica de Vectores Autorregresivos con Correcciones al Error (VECM, por sus siglas en inglés) que permite identificar la solución de corto y largo plazo. El término largo plazo se refiere a cuando el modelo se encuentra en equilibrio, y el corto plazo, a la respuesta del modelo frente a shocks idiosincráticos y su posterior ajuste a la condición de equilibrio.

Otro argumento que justifica el presente estudio es el cambio en las condiciones macroeconómicas del país, las cuales han variado sustancialmente respecto a los antecedentes, y a las modificaciones procesadas en el mercado financiero internacional a partir de la crisis financiera de 2008. Uruguay registró 17 años de crecimiento sostenido por encima del promedio regional y experimentó importantes transformaciones en materia de inserción internacional que lo ayudaron a absorber shocks externos de mejor manera. Sin embargo, el panorama fiscal se ha deteriorado en la última década (2010-2019), donde el déficit fiscal promedio anual llegaría a 2,3% del PIB frente a un 1,7 % en el periodo 2000-2009. En esta misma línea, la deuda del sector público llegaría a 62% del PIB en 2019, frente a 50% en 2010⁴.

En el escenario internacional, el mercado financiero se ha modificado sustancialmente luego de la crisis financiera de 2008. En el ámbito regulatorio, destaca un aumento de la supervisión del mercado financiero, mayor regulación de instrumentos riesgosos, requerimientos mínimos de capital, entre otros cambios. Asimismo, se produjo un aumento de la percepción del riesgo por parte de los inversores internacionales y modificaciones de los elementos que tienen en cuenta estos a la hora de

³ Se toma dicho período con el objetivo de dejar afuera cualquier impacto asociado a la pandemia del Covid-19, a nivel nacional o internacional.

⁴ Los datos del PIB y Deuda Pública se extraen del BCU, mientras que el Déficit Fiscal del MEF.

tomar deuda (Martinez et. Al., 2016). En síntesis, los cambios en el contexto interno y externo motivan una actualización sobre los determinantes del spread soberano para el país.

Por último, la actual crisis sanitaria originada a partir de la pandemia del Covid-19 ha causado impactos significativos en las economías y los mercados financieros, representando una serie de desafíos que conllevan a la necesidad de impulsar importantes estímulos fiscales. Con ello, las necesidades de endeudamiento soberano se han incrementado, llevando a los gobiernos a buscar distintas fuentes para financiar los déficits. En este contexto, es relevante preguntarse cuáles son los factores que impactan sobre el spread soberano, el cual afecta el costo fiscal del país y las posibilidades de financiamiento a futuro.

El documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 revisa la literatura existente a nivel internacional y nacional sobre la relación entre el spread soberano y variables internas y externas de la economía. En la sección 3 se presenta el marco teórico en el cual se posiciona el presente estudio. La sección 4 plantea las principales hipótesis de investigación, es decir, el impacto esperado de las variables internas y externas sobre el spread. La sección 5 define la metodología de investigación (relevamiento y descripción de los datos, modelo de análisis y técnica econométrica). La sección 6 exhibe y discute los resultados de largo y corto plazo. Finalmente, la sección 7 presenta las principales conclusiones del estudio, implicaciones de política y agenda futura. El documento se acompaña de un Anexo estadístico-econométrico.

2. ANTECEDENTES

Primero se procederá a presentar los antecedentes más relevantes a nivel internacional para mercados avanzados y emergentes, para después hacer foco en los antecedentes nacionales.

El estudio de los determinantes del spread soberano ha sido de mucho interés por parte de países de la Unión Europea a partir de la crisis financiera internacional de 2008, debido a las crisis de deuda soberanas que se manifestaron en varias regiones. En la mayoría de los estudios, la importancia y la sensibilidad de los distintos fundamentos económicos en la determinación de los spreads soberanos se vio modificada a partir de la crisis. Un trabajo muy importante en la literatura es el que realizan Beirne & Fratzscher (2013), donde analizan los impulsores del riesgo soberano para 31 economías avanzadas y emergentes en el periodo 1999-2011. Los autores muestran que un deterioro en los fundamentos económicos (ratio deuda/PIB, ratio déficit/PIB, crecimiento del PIB y ratio Cuenta Corriente de la Balanza de Pagos/PIB) de los países y un fuerte aumento en la sensibilidad de los mercados frente a dichos fundamentos son las principales explicaciones del aumento de los spreads

soberanos durante la crisis europea, no solo para los países de la zona del euro, sino a nivel mundial. Asimismo, el deterioro de los fundamentos domésticos fue más relevante para explicar los incrementos generalizados de los spreads en comparación al contagio regional.

Por otro lado, Bernoth y Erdogan (2012) realizan un estudio para 10 economías europeas en el periodo 1999-2010, donde concluyen que el impacto de las variables fiscales y del índice de riesgo global en el spread varía considerablemente a lo largo del tiempo. En los primeros años encuentran que el nivel de la deuda con relación al producto explica los diferenciales de spreads entre países. Sin embargo, en el periodo post-crisis los inversores empezaron hacer hincapié en la disciplina fiscal (no solo en términos de deuda sino en déficit), premiando aquellos países con políticas orientadas hacia la consolidación fiscal. En línea con el trabajo anterior, Aizenman et al. (2016) también encuentra cambios entre el periodo pre y post crisis. El estudio concluye que en el periodo pre-crisis los factores claves fueron la apertura comercial y la fragilidad estatal, mientras que en el período posterior a la crisis, la inflación y el ratio de deuda pública en relación al PIB pasaron a ser factores más relevantes. Este trabajo también encuentra que los factores externos fueron primordiales para fijar el precio del riesgo soberano antes de la crisis, pero los factores internos asociados a la capacidad de ajuste a choques adversos ganaron relevancia durante y después de la crisis.

Martinez et. Al. (2016), estudia los principales determinantes de los spreads soberanos para 16 países de la Unión Europea (UE) y la Unión Monetaria Europea (UME) en el periodo 2004-2011. Se pueden destacar un conjunto de variables significativas comunes a ambos grupos de países, tales como el déficit público, la deuda pública y el desempleo. En este trabajo se destaca la inclusión de variables dummies a fin de evaluar la incidencia de la crisis financiera, mediante las cuales se observa un mayor efecto en los países miembros de la UME en comparación con los países de la UE.

Un estudio que realiza Born et al. (2020), analiza si el spread soberano presenta un comportamiento diferente entre economías avanzadas y emergentes. Utilizando un periodo desde 1990 hasta 2018 para 21 economías avanzadas y 17 economías emergentes, el trabajo encuentra que antes de la crisis financiera los spreads eran diez veces más volátiles en los países emergentes en comparación con las economías avanzadas. Desde 2008, el comportamiento de los spreads ha convergido entre grupos de países, en gran parte porque se ha ajustado en las economías avanzadas. Otro resultado interesante del estudio encuentra que la transmisión de los shocks es bastante similar en las economías avanzadas y emergentes. Un shock negativo induce a un aumento persistente del spread y una contracción de la actividad económica en ambos grupos de países.

Para economías emergentes, Hilscher & Novusch (2010) encuentran que la variación en los fundamentos de los países explica una gran parte de los movimientos de los spreads soberanos de 31

países durante el período 1994-2007. En particular, la volatilidad de los términos de intercambio tiene un efecto significativo para explicar los diferenciales del spread entre los distintos países. También para economías emergentes, Du & Schreger (2016) muestran para 14 países que un mayor financiamiento del sector privado en moneda extranjera se asocia a un mayor riesgo soberano. Según los autores, esto se debe a que el gobierno está más dispuesto a incumplir la deuda que a incrementar la inflación cuando el descalce de monedas del sector empresarial implica grandes efectos adversos en las hojas de balance, debido al impacto que pueda generar una devaluación.

Por último, dentro de los antecedentes internacionales se encuentra el trabajo de Borraz et al. (2011), donde se analiza las calificaciones de deuda soberana en una muestra de 53 países entre 2000 y 2010, en el que se encuentra Uruguay. El documento concluye que las calificaciones de deuda soberana dependen de un conjunto de variables macroeconómicas e institucionales. En particular, la calificación de la deuda soberana depende positivamente del producto per cápita ajustado por PPP, del saldo en cuenta corriente, el crecimiento real de la economía, la posición fiscal, la efectividad del gobierno en cuanto a la implementación de políticas públicas y la relación de activos externos líquidos a producto. En sentido contrario, dependen negativamente del nivel de inflación, del grado de dolarización, del servicio de la deuda como indicador de liquidez, de la razón deuda a producto y de los antecedentes de impago.

Es importante remarcar que los trabajos mencionados en los antecedentes internacionales destacan por analizar a un conjunto de países y, por lo tanto, la mayoría de ellos utilizan la técnica de datos de panel con efectos fijos en el estudio empírico. El análisis a nivel país requiere otro tipo de técnica econométrica, como las que se mencionaran a continuación en los antecedentes nacionales. Sin embargo, ambas categorías de antecedentes comparten en su esencia los mismos determinantes para explicar los spreads soberanos.

Para el caso uruguayo, Larzabal et al. (2001) realizan un primer intento por analizar los determinantes de largo y corto plazo del spread soberano. Para ello, utilizan Vectores Autoregresivos con restricciones de cointegración para el análisis del equilibrio de largo plazo, mientras que la dinámica de ajuste de los desequilibrios se estudia mediante el modelo vectorial de corrección de errores. Este trabajo encuentra que los determinantes de largo plazo están relacionados positivamente con el déficit fiscal como porcentaje del PIB y la inflación, y negativamente con el nivel de competitividad externa (tipo de cambio real), y con elementos regionales (EMBI+) e internacionales (tasa de los bonos de referencia estadounidenses a 10 años). A pesar de que se encuentra que la elasticidad del UBI con respecto al EMBI+ resulta negativa en la relación de largo plazo, en el análisis de la dinámica de corto plazo muestra que sí se produce un efecto contagio desde el resto de los mercados emergentes hacia Uruguay, aunque este perdura unos pocos meses.

Un análisis que utiliza la misma técnica econométrica que el trabajo anterior es el que realizan Azar et al. (2007), con el mismo objetivo de identificar los determinantes de corto y largo plazo del spread soberano de Uruguay. El documento encuentra que los fundamentos internos y externos son relevantes en la determinación del spread de Uruguay. En particular, existe una relación de largo plazo entre el spread de Uruguay, la tasa de inflación, la ratio deuda pública sobre el producto, los desequilibrios del tipo de cambio real, el rendimiento de los bonos de Estados Unidos a diez años y los spreads de los países emergentes. Por otro lado, encuentran un cambio estructural con un aumento en la correlación entre el spread de Uruguay y el de los países emergentes desde la pérdida del grado inversor. En el corto plazo, el spread de Uruguay está afectado por los términos de intercambio y el ratio de activos de reserva sobre producto.

Un análisis diferente a los dos antecedentes nacionales mencionados es el que realizan Ferreira et al. (2009) y Lorenzo et al. (2020). El primero de ellos analiza la interdependencia entre el spread soberano de Uruguay (medido a través del UBI) y los premios soberanos de los países emergentes mediante un análisis de correlación con métodos de ventanas móviles. Utilizando datos diarios para el periodo comprendido entre 2000 – 2009, se comprueba que el UBI está altamente correlacionado con el spread soberano de Latinoamérica y, en particular, con el de Brasil. Asimismo, el trabajo estima un modelo para explicar la dinámica del UBI en el corto plazo utilizando variables financieras que reflejan las condiciones prevalecientes en los mercados internacionales en cada momento y un modelo GARCH. Los resultados indican que un shock en el riesgo soberano brasileño se propaga al spread uruguayo durante dos semanas, casi en la misma proporción en que se produce el shock en Brasil.

Por su parte, el trabajo de Lorenzo et al. (2020) utiliza la metodología GARCH para determinar la evolución diaria y mensual del spread soberano de Uruguay. A partir del análisis, el estudio encuentra que la importancia de los fundamentos específicos es escasa y de poca duración en los movimientos del spread. Según los autores, los inversores deciden primeramente si invertir en países emergentes, y luego asignan parte de sus portafolios a la deuda uruguaya. Así, el factor más relevante para determinar las variaciones del spread es la predisposición de los inversores hacia los países emergentes en general. En tanto, los factores internos presentan una influencia en el corto plazo, aunque de menor magnitud que los factores externos extra regionales.

A modo de cierre, cabe destacar que el presente estudio se posiciona dentro de los trabajos realizados por Larzabal et al (2001) y Azar et al (2007), ya que se emplea la técnica de Vectores Autorregresivos para analizar los determinantes de largo plazo del spread soberano, así como su ajuste de corto plazo ante desequilibrios.

3. MARCO TEÓRICO

Larzabal et al. (2001) plantean un marco analítico sencillo donde el diferencial entre un instrumento financiero riesgoso y otro libre de riesgo se compone de dos términos: el “premio por riesgo” denominado i , que refleja la posibilidad de que un país no pague su deuda en las condiciones pactadas y el “premio por transacción” denominado c , que refleja el costo y riesgo de trasladar activos entre países.

$$\text{Spread} = \text{activo riesgoso} - \text{activo libre riesgo} = (i + c) - i_f \quad (1),$$

siendo i_f rendimiento instrumento libre de riesgo

Siguiendo la misma línea que los autores, el presente trabajo supone que el “premio por transacción” es igual a cero, por lo que los términos “spread” y “premio por riesgo” se consideran iguales en lo que sigue.

$$\text{Spread} = \text{Premio por riesgo} = \text{activo riesgoso} - \text{activo libre riesgo} = i - i_f \quad (2),$$

asumiendo $c = 0$

El premio por riesgo en el equilibrio general considera un mundo donde todos los agentes son neutrales al riesgo, es decir, se fijan exclusivamente en el retorno esperado de los instrumentos independientemente del nivel de riesgo asumido. La condición de no arbitraje entre un activo riesgoso y otro libre de riesgo de la misma duración asegura que en equilibrio el rendimiento esperado de ambos activos se iguale:

$$E(1 + i) = (1 - p) (1 + i) + p(x)\alpha(1 + i) = 1 + i_f \quad (3)$$

Donde $E(1 + i)$ es el rendimiento esperado del instrumento riesgoso, $p(x)$ es la probabilidad de que el emisor entre en cesación de pagos (“default”) que depende de los determinantes “ x ” y α es el porcentaje de recupero de los pagos prometidos en el caso de “default”.

Despejando $(1 + i)$ de la relación anterior, se tiene que:

$$(1 + i) = [1/(1 + (\alpha - 1)p(x))](1 + i_f) \quad \text{ó}$$
$$(1 + i) = (1 + \Phi)(1 + i_f) \quad (4)$$

Si la probabilidad de “default” tiende a cero⁵, Φ se anula y el rendimiento del activo “riesgoso” tiende al del activo libre de riesgo.

⁵ Donde $\Phi = \left[\frac{1}{1 + (\alpha - 1)p(x)} \right] - 1$

Tomando logaritmos a la ecuación (4) y aproximando “ $\log(1 + x)$ ” a “ x ”, se tiene que $\Phi = i - i_f$ donde Φ es función tanto de la probabilidad de default “ $p(x)$ ” como de α .

En la siguiente sección se realiza una hipótesis acerca de los determinantes x de la probabilidad “ $p(x)$ ”.

4. HIPÓTESIS

A partir de la literatura existente y los antecedentes para el caso Uruguay, se consideraron a la inflación, ratio déficit/PIB, términos de intercambio y el spread de mercados emergentes como variables que pueden determinar el spread soberano uruguayo. A continuación, se plantean las hipótesis en cuanto al impacto esperado sobre el spread.

Hipótesis: se espera encontrar evidencia sobre la existencia de un efecto positivo en el spread soberano de la inflación, el ratio déficit fiscal/PIB y el spread de mercados emergentes (EMBI+LATAM), mientras que se espera un efecto negativo de los términos de intercambio.

Cuadro 1. Resumen de Hipótesis para contrastar

	Factor	Impacto esperado en el spread soberano
Factores internos	Inflación	Positivo
	Déficit Fiscal	Positivo
Factores externos	Spread de mercado emergentes (EMBI + LATAM)	Positivo
	Términos de intercambio	Negativo

Fuente: Elaboración propia

A continuación, se presenta la interpretación económica del signo del impacto esperado de las variables explicativas sobre el spread soberano.

H1: El fenómeno inflacionario es ampliamente reconocido como un reflejo de la estabilidad macroeconómica de un país. Una alta tasa de inflación podría ser consecuencia de la monetización del déficit fiscal, representando la necesidad de mayores tasas de interés (Baldacci et al., 2008).

H2: El Déficit Fiscal refleja la solvencia del país y, por lo tanto, un aumento del déficit podría desencadenar en una trayectoria insostenible de la deuda, exigiendo por parte de los inversores un mayor premio por riesgo por el eventual aumento en la probabilidad de default (Larzabal et al., 2001).

H3: El spread de mercados emergentes se puede tomar como un indicador de contagio. A partir de García y Paredes (2006), en un mundo con información asimétrica es posible que los inversores no puedan identificar las diferencias de los fundamentos entre economías similares. Así, un shock negativo en el spread soberano de un país puede tener un impacto negativo en otra economía de estructura similar.

H4: Los términos de intercambio reflejan la evolución del sector externo, el cual mide el precio de las exportaciones con relación a los precios de las importaciones. Según Baldacci et al. (2008), un deterioro de los términos de intercambio (precio de exportación disminuye con relación al precio de importación) implica un deterioro de la economía y, por lo tanto, un efecto significativo en el mercado financiero.

5. METODOLOGÍA Y DATOS

5.1 Descripción de los datos

Se trabaja con series mensuales de las variables internas y externas en el periodo enero 2005 – diciembre 2018. En cuanto al cálculo del spread soberano, se tomará como referencia el UBI – Uruguay Bond Index – el cual refleja el "spread" promedio o diferencia entre el rendimiento de los bonos uruguayos y el rendimiento de los bonos del tesoro norteamericano. A continuación, se presenta las fuentes de información de las variables seleccionadas.⁶

Cuadro 2. Variables seleccionadas y Fuentes de información

Variable		Fuente
Spread soberano de Uruguay (UBI)		República AFAP
Variables internas	Índice de Precios al Consumo	INE
	Deficit Fiscal	MEF
Variables externas	Spread de mercado emergentes LATAM (EMBI +)	Bloomberg
	Términos de Intercambio	BCU
	Tasa de interés de la FED a 10 años	Bloomberg

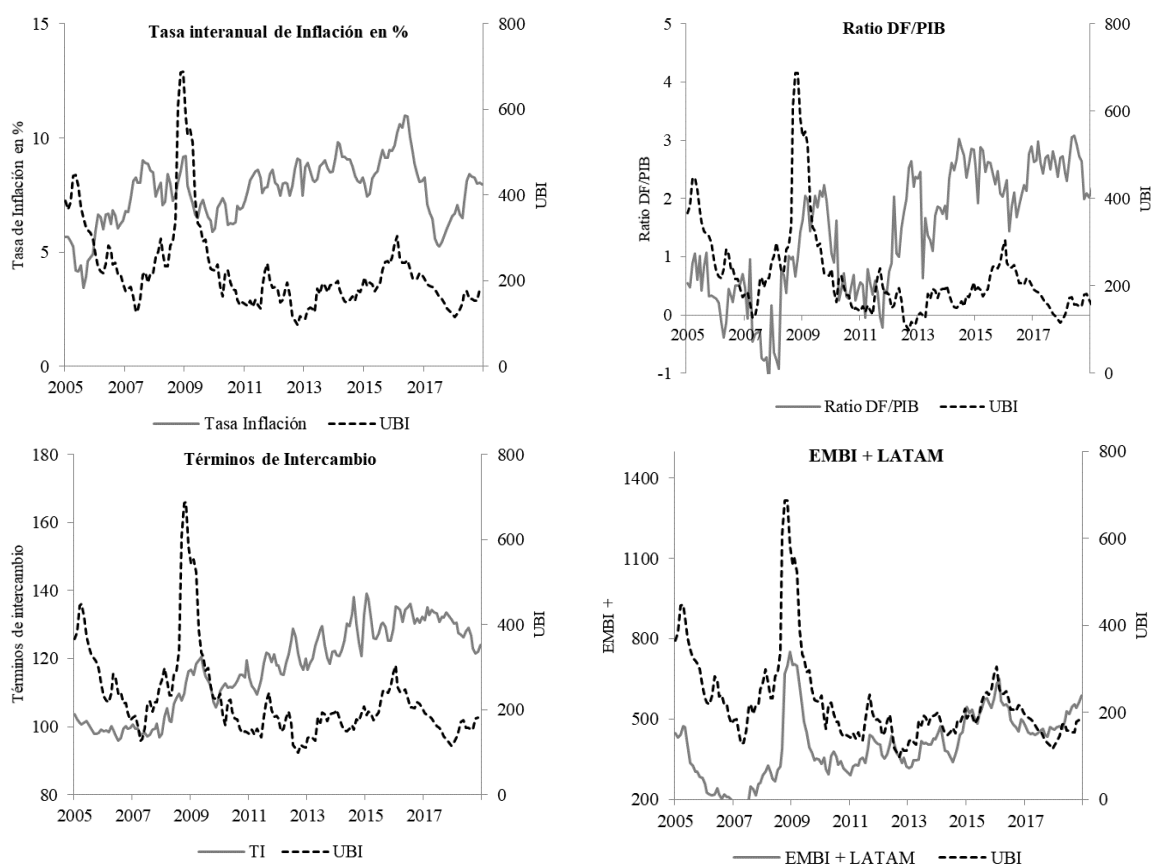
Fuente: Elaboración propia

En el Gráfico 2 se muestra la evolución del UBI con relación a las variables seleccionadas en el periodo enero 2005 – diciembre 2018. Como se puede observar, los saltos en la inflación (indicador de la estabilidad interna) observados en 2008 y 2016 fueron acompañados por un aumento del UBI.

⁶ La variable Tasa de interés de la FED a 10 años será utilizada como variable exógena dentro del modelo a estimar.

Por su parte, el deterioro del ratio déficit/ PIB en el 2009 causó un salto importante del UBI, mientras que en los periodos posteriores donde se redujo el déficit se observa una caída del spread. Por el lado de las variables externas, la mejora a lo largo del tiempo de los términos de intercambio estuvo acompañado de una evolución favorable del UBI. Finalmente, a partir del año 2012 la brecha entre el UBI y el EMBI + se redujo considerablemente, presentando valores muy similares.

Gráfico 2. Evolución de los fundamentos (internos y externos) y el UBI



Fuente: Elaboración propia

5.2 Modelo de análisis

El objetivo de este trabajo es identificar las relaciones entre el spread soberano de Uruguay y variables internas y externas, ya mencionadas en las hipótesis. Conectándolo con el marco teórico, la idea es identificar la dirección y magnitud del impacto de las variables que influyen en la probabilidad de default $p(x)$ en el corto y largo plazo.

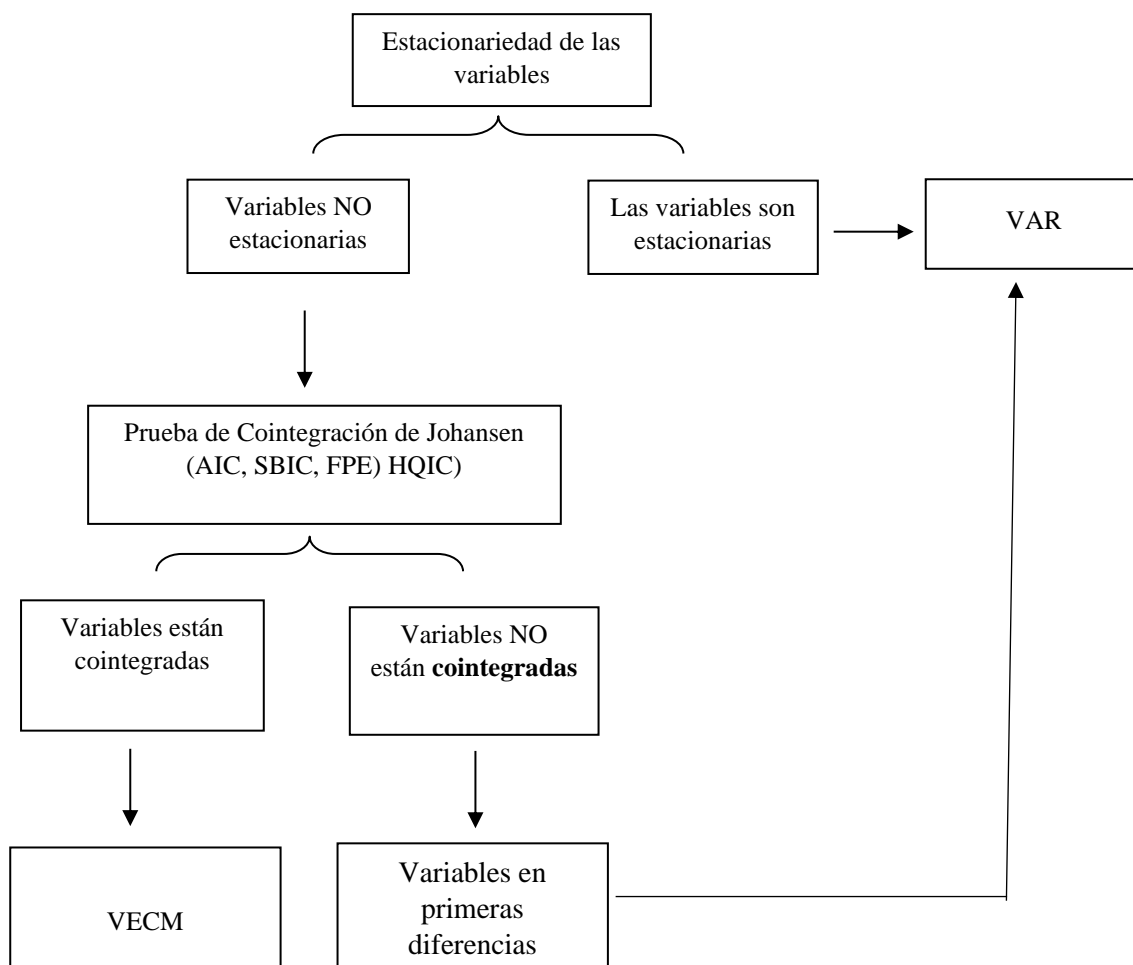
La relación de largo plazo podría ser representada por la siguiente ecuación:

$$\text{Log (UBI)} = \alpha + \beta_1 \text{Log (inflación)} + \beta_2 \text{df} + \beta_3 \text{Log (EMBI +)} + \beta_4 \text{Log (TI)} \quad (5)$$

Los pasos del procedimiento estadístico-econométrico para identificar el modelo correcto de la relación de largo y/o de corto plazo entre las variables de interés se describen a continuación y en el esquema de la Figura 1.

- I. Realizar la prueba de estacionariedad de las variables. Para ello, se utiliza la prueba de Dickey - Fuller Aumentado (ADF) que permite testear si las variables son estacionarias en niveles o en sus primeras diferencias (Dickey & Fuller, 1979; 1981).
- II. En el caso de que las variables sean estacionarias en niveles, el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) es el correcto a utilizar.
- III. Si las variables no son estacionarias en niveles, se debe realizar la prueba de Cointegración de Johansen para comprobar si existe una relación de largo plazo entre las variables.
- IV. Si la prueba de Cointegración de Johansen arroja una relación de largo plazo entre las variables, el modelo vectorial de correcciones de errores es el correcto a utilizar (VECM). En caso contrario, el modelo de Vectores Autorregresivos es el correcto, pero con variables en sus primeras diferencias.

Figura 1. Resumen de la estrategia



Fuente: Elaboración propia

La existencia de cointegración entre las variables de interés implica que estas series temporales comparten una o más tendencias comunes (hasta tres en el caso del modelo eq 1). El concepto de cointegración fue formalizado en (Granger, 1981; Granger & Weiss, 1983; Granger, 1986; Engle & Granger, 1987).

5.3 Modelo econométrico

Siguiendo Juselius (1988, 2006), dado un vector X_t de $n \times 1$, se asume que X_t sigue un proceso VAR, con p retardos:

$$X_t = c + \sum_{j=1}^p \Gamma_j X_{t-j} + v_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (6)$$

$$v_t \sim N(0, \Omega)$$

Donde la matriz Γ_i ($n \times n$) contiene los parámetros de los retardos de las variables, mientras v_t es un vector de innovaciones independientes e idénticamente distribuidas con matriz de covarianzas Ω .

En caso de que las variables no sean estacionarias, la distribución incondicional del modelo no se encuentra definida. Por lo tanto, no solo la inferencia en las distribuciones estándar se inválida, sino que también el vector autorregresivo no se puede invertir para obtener la representación de las medias móviles para el análisis de la dinámica de corto plazo.

El sistema (6) puede reescribirse como un sistema dinámico lineal de variables en diferencias y niveles. Esta transformación es conocida como modelo vectorial de correcciones de errores (VECM) y es el correcto a utilizar:

$$\Delta X_t = c + A X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (7)$$

Donde $A = \sum_{j=1}^p \Gamma_j - I_k$ y $\Phi_i = -\sum_{j=i+1}^p \Gamma_j$

Cualquier VAR (p) se puede describir como un VECM. Como se observa, la ecuación (7) es una reparametrización de (6) y ambas ecuaciones tienen los mismos residuos. La matriz Φ_i captura información sobre la dinámica de corto plazo mientras que la matriz A contiene la solución del sistema dinámico de largo plazo, el cual contiene r términos individuales de correcciones al error que se deriva los r vectores de cointegración de largo plazo. De acuerdo con Juselius (2006), cointegración implica que cierta combinación lineal está integrada de un orden menor. Entonces, si la no

estacionariedad de una variable corresponde a la no estacionariedad de otra variable, entonces existe una combinación lineal entre ellas que se vuelve estacionaria.

En la especificación (7) existen 3 posibles casos:

- I. La Matriz A tiene rango completo ($r=n$) donde la ecuación (7) se vuelve estacionaria. El modelo VAR es el correcto en este caso.
- II. La Matriz A tiene rango 0 ($r=0$) y la ecuación (7) es no-estacionaria. En este caso el modelo VAR es utilizado con las variables en sus primeras diferencias.
- III. La Matriz A tiene un rango reducido ($0 < r < n$) donde el sistema no es estacionario, pero existen r relaciones de cointegraciones. En este caso, existen r relaciones lineales de X_t que son estacionarias y $n - r$ procesos independientes que gobiernan el proceso no estacionario del sistema. El modelo VECM es el correcto en este caso.

En el caso III, es posible escribir la Matriz A como $A = \alpha\beta'$, donde β es una matriz ($r \times n$) de relaciones de largo plazo y α la matriz que caracteriza el ajuste de las n variables ante las desviaciones de las relaciones de largo plazo definidas por los r vectores de cointegración. Por tanto, es posible escribir la ecuación (7) como:

$$\Delta X_t = c + \alpha\beta'X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta X_{t-i} + v_t \quad (8)$$

Esta forma de especificación es muy interesante porque las columnas de la matriz α contienen los coeficientes que indican la velocidad de ajuste de las variables endógenas a las condiciones de equilibrio de largo plazo y las columnas de β contienen los vectores de cointegración. Nótese que las combinaciones de las variables en los niveles $I(1)$, se incorporan como $\beta'X_{t-1}$ las cuales son combinaciones lineales de las variables endógenas cointegradas y por lo tanto son estacionarias, por lo que todas las variables de la ecuación (8) son $I(0)$. El término $\beta'X_{t-1}$ contiene todas las relaciones a largo plazo y es el que permite identificar los coeficientes que relacionan las variables contenidas en el vector de variables endógenas.

El análisis de cointegración implica realizar contrastes de exclusión (test de significación de los β) para evaluar qué variables integran las posibles relaciones de equilibrio y tests de exogeneidad para determinar cuáles variables son exógenas en dichas relaciones. Para esto último se realizaron los contrastes de exogeneidad débil⁷ (a fin de determinar cuáles variables no reaccionan ante desviaciones de las relaciones de largo plazo), que implica analizar la significación de los α a partir

⁷ No se realiza el estudio de exogeneidad fuerte debido a que no es el interés de este estudio realizar proyecciones.

del estadístico de razón de verosimilitud entre el modelo restringido y no restringido. Finalmente se testearon algunas restricciones sobre los coeficientes (β) de las variables de la relación de largo plazo.

Por su parte, el análisis de corto plazo se apoya en dos instrumentos: las Funciones de Impulso Respuesta (FIR) y la Descomposición de Varianza. Según Durlauf y Blume (2010), las relaciones entre las variables en un modelo VAR son difíciles de ver directamente desde las matrices de parámetros. Por lo tanto, las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza, se han propuesto como herramientas para interpretar este tipo de modelo.

6. RESULTADOS

Este estudio diferencia entre relaciones a corto y largo plazo. La primera se interpreta en términos del equilibrio del modelo. Por su parte, el análisis de corto plazo se centra en las respuestas de las variables (en particular la variable de interés) ante shocks en el sistema.

6.1 Equilibrio a largo plazo

6.1.1 Test de Johansen

De acuerdo a los contrastes de raíz unitaria realizados, todas las variables son integradas de orden 1 a un nivel de significación del 5%, excepto el UBI que presenta una probabilidad levemente inferior al 5% ($P=4,8\%$)⁸, cuando se sigue el criterio de información Schwarz para la determinación de los rezagos⁹. Por lo tanto, el siguiente paso es averiguar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables. Si están cointegradas, entonces la representación de los niveles VAR no es la correcta, ya que las relaciones de cointegración no se encuentran especificadas. Para probar cuántas ecuaciones de cointegración existen entre las variables, se aplica la prueba de cointegración de Johansen. La hipótesis nula del estadístico de trazas es que no hay más de r relaciones de cointegración. Restringir el número de ecuaciones de cointegración a r o menos implica que los valores propios de $K - r$ restantes son cero. En la especificación utilizada para realizar la prueba de Johansen se incluyó un término constante, la tasa de EEUU a 10 años como variable exógena (diferenciada y en el primer rezago) y en forma irrestricta variables dummies estacionales centradas

⁸ En función de estos resultados y en línea con los antecedentes, en este trabajo se considera al UBI como una variable no estacionaria.

⁹ Ver test en el anexo. Las variables fueron transformadas a logaritmos, excepto el déficit fiscal.

e intervenciones correspondientes a acontecimientos anómalos.¹⁰ El resultado de la prueba de Johansen es el siguiente:

Cuadro 3. Resultados de la prueba de cointegración (procedimiento de Johansen)

Hipotesis	Relaciones de cointegracion	Estadístico de Traza	Valor crítico 0,05
(H0: r=0)	1	84,7	69,8
(H0: r<=1)	2	41,6	47,9
(H0: r<=2)	3	21,2	29,8
(H0: r<=3)	4	8,2	15,5
(H0: r<=4)	5	0,1	3,8

Fuente: Elaboración propia

En la tabla anterior, el estadístico de traza en $r = 0$ es de 84,7 excediendo su valor crítico de 68,8, por lo que se rechaza la hipótesis nula de la no existencia de relaciones de cointegración entre las variables. Por el contrario, el estadístico de traza en $r = 1$ es 41,6, menor a su valor crítico de 47,9, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de que hay una o menos ecuaciones de cointegración al 95% de confianza. Debido a que el método de Johansen para estimar r es aceptar la primera r para la cual no se rechaza la hipótesis nula, se acepta una ecuación de cointegración ($r = 1$) entre las cinco variables. Por lo tanto, la prueba de Johansen indica una relación de largo plazo entre el UBI y las variables seleccionadas. Este resultado está en línea con los hallazgos encontrados en los trabajos realizados por Larzabal et al. (2001) y Azar et al. (2007).

6.1.2 Contrastes de exclusión

Se realizaron los contrastes de exclusión de las variables sobre el vector de cointegración (sobre los β de la matriz Π), para determinar si una variable está ausente de la relación de largo plazo, es decir, que el comportamiento de largo plazo del sistema no depende de esa variable. El resultado fue que los coeficientes β correspondientes a todas las variables eran estadísticamente distintos de 0 (por lo que se descarta que alguna de las variables quede excluida de la relación de cointegración hallada).

¹⁰ Datos atípicos: 200704, 200712, 200801, 200804, 200807, 200810, 201004, 201005, 201006, 201102, 201108, 201206, 201210, 201212, 201303, 201306, 201412 y 201810

Cuadro 4. Contrastes de exclusión (H0: $\beta = 0$)

Variable	Estadístico	Rechazo H0) al 95%
LOG(UBI)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 17.11945$ [0.000035]	Sí
LOG(INFLACION)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 4.020721$ [0.044944]	Sí
DF	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 7.556626$ [0.005979]	Sí
LOG(EMBI)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 4.560132$ [0.032725]	Sí
LOG(TI)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 15.86205$ [0.00068]	Sí

Fuente: Elaboración propia

A continuación, se presenta la ecuación del modelo sin restringir:

$$\text{Log (UBI)} = 0.74 \text{ Log (inflación)} + 0.24 \text{ df} + 0.97 \text{ Log (EMBI)} - 6.79 \text{ Log (TI)} + \text{cte. (9)}$$

(0.36)
(0.09)
(0.26)
(1.07)

6.1.3 Contrastes de exogeneidad

Se investigó la exogeneidad de las variables. Para ello, se realizaron los contrastes de exogeneidad débil, testeando si los α de la matriz de cointegración resultaban significativamente distintos de 0. Si una variable es débilmente exógena, entonces ésta no reacciona ante desviaciones de las relaciones de largo plazo, es decir, no se ajusta endógenamente dentro de la relación de equilibrio.

A partir de los contrastes realizados, se encontró que solo la inflación es débilmente exógena dentro del sistema, al 95% de confianza. El resultado hallado no es el esperado teóricamente para el EMBI, es decir, se supone que esta debería tener un comportamiento exógeno dentro del sistema. Para el caso de los términos de intercambio, también es discutible el resultado encontrado, aunque quizás sea más relativo porque si bien los precios se determinan internacionalmente, la canasta de bienes que la componen se determina internamente.

Cuadro 5. Contrastes de exogeneidad débil (H0: $\alpha = 0$)

Variable	Estadístico	Rechazo H0) al 95%
LOG(UBI)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 12.55655$ [0.000395] **	Sí
LOG(INFLACION)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 2.431567$ [0.118914]	No
DF	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 9.375255$ [0.002199] **	Sí
LOG(EMBI)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 9.112042$ [0.002539] **	Sí
LOG(TI)	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 9.224470$ [0.002388] **	Sí

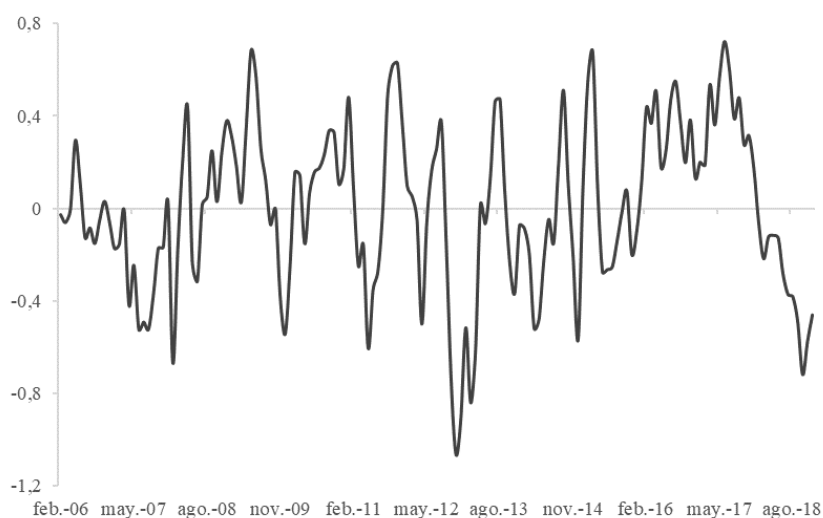
Fuente: Elaboración propia

economía pequeña y abierta como la uruguaya, donde la evolución de las exportaciones siempre ha tenido una relación estrecha con el ciclo económico del país.

Por otro lado, es interesante analizar e interpretar los desvíos de la relación de cointegración estimada. En el periodo comprendido entre 2008-2010, el spread se encontraba mayormente por encima de los fundamentos de la economía, lo que se asociaría a la crisis financiera internacional de 2008 y sus secuelas en los años posteriores. Por su parte, en el período 2011-2014 el incremento de los precios de los principales productos que Uruguay exporta podría haber causado que el spread se ubicara mayormente por debajo de sus fundamentos. Finalmente, la desaceleración en el crecimiento económico que se registró en el período 2015-2018 justificaría que el spread se posicionara por encima del valor que indicaban las variables estructurales de la economía.

Gráfico 3. Relación de Cointegración

(desvíos de la relación de cointegración en puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia

6.2 Dinámica de corto plazo

6.2.1 Funciones de Impulso – Respuesta

A partir del modelo multiecuacional estimado se simuló shocks sobre la tasa de inflación, el ratio déficit fiscal/PIB, el spread de países de LATAM y los términos de intercambio, con el objetivo de estimar la respuesta del UBI ante éstos. La simulación se realizó a un horizonte 12 períodos (un año). Para la especificación de los impulsos se utilizan dos procedimientos alternativos. Primero, el método de Cholesky, que consiste utilizar la inversa del factor Cholesky de la matriz de covarianza de los residuos para ortogonalizar los impulsos. La principal consecuencia de este procedimiento es que el

orden de las variables en el vector X_t se vuelve relevante. Esto significa que la primera variable en el orden responde instantáneamente al shock número 1, la segunda solo a los shocks número 1 y 2, y así sucesivamente. La literatura ha desarrollado la idea de la "más exógena primero". En este contexto, "exógeno" significa instantáneamente insensible a los choques estructurales. En esta línea, se elige el siguiente orden de las variables: spread de países de LATAM (EMBI+), términos de intercambio (TI100), déficit fiscal (DF) y tasa de inflación (TASA_INTERANUAL)¹³.

El segundo procedimiento utilizado es el de Impulsos Generalizados. En este método se construyen un conjunto ortogonal de innovaciones que no depende del ordenamiento del VAR (Pesaran & Shin, 1998). Es decir, este procedimiento evita tener que imponer una determinada ortogonalización de la matriz de covarianzas, como en el que emplea la transformación de Cholesky,

En el Gráfico 4, se presentan los resultados de las simulaciones para la variable de interés (UBI), según el procedimiento de Impulsos Generalizados, y en Anexo los resultados según el primero (Gráfico A.1).

Los shocks iniciales simulados (de un desvío estándar de la ecuación correspondiente) son de la siguiente magnitud:

$$\varepsilon_{DF} = 0,30517; \varepsilon_{\log(\text{tasa interanual})} = 0,054374; \varepsilon_{\log(\text{EMBI+})} = 0,059711; \varepsilon_{\log(\text{TI})} = 0,020504.$$

Los intervalos de confianza de las respuestas se construyeron a partir del método doble *bootstrapping* Hall's studentized (1986; 1988), a partir de 999 replicaciones y con un nivel de confianza del 95% y de 90% (esta última se incluye en Anexo).¹⁴

Por el lado de las variables internas de la economía, los intervalos de confianza al 95% descartan que haya efectos significativos sobre el spread ante un shock de una desviación estándar en la tasa interanual de inflación (Gráfico 4). A un nivel de confianza del 90%, el efecto se vuelve significativo y se estabiliza pasados los seis meses de ocurrido el shock (Gráfico A.2). Por su parte, el efecto de un shock sobre el ratio déficit/PIB se vuelve significativo a partir del quinto mes para un nivel de confianza del 95% (y desde el cuarto mes del shock, para un nivel de 90%). El deterioro de las cuentas públicas genera una mayor percepción de riesgo en los inversores que termina impactando sobre el propio costo de financiamiento del gobierno, en un plazo relativamente corto. De todas formas, el

¹³ Dado que las respuestas pueden cambiar drásticamente si cambia el orden de las variables, también se probó a los términos de intercambio como primera variable en vez del EMBI+ y los resultados se mantuvieron en la misma línea, reflejando la robustez de la especificación.

¹⁴ Las funciones impulso-respuesta se estimaron en el modelo irrestricto debido a que no es posible calcular los intervalos de confianza en el modelo restricto.

efecto es relativamente pequeño: un shock positivo de 0,30 p.p. en el déficit fiscal, provoca un aumento de 3,5% del spread soberano.

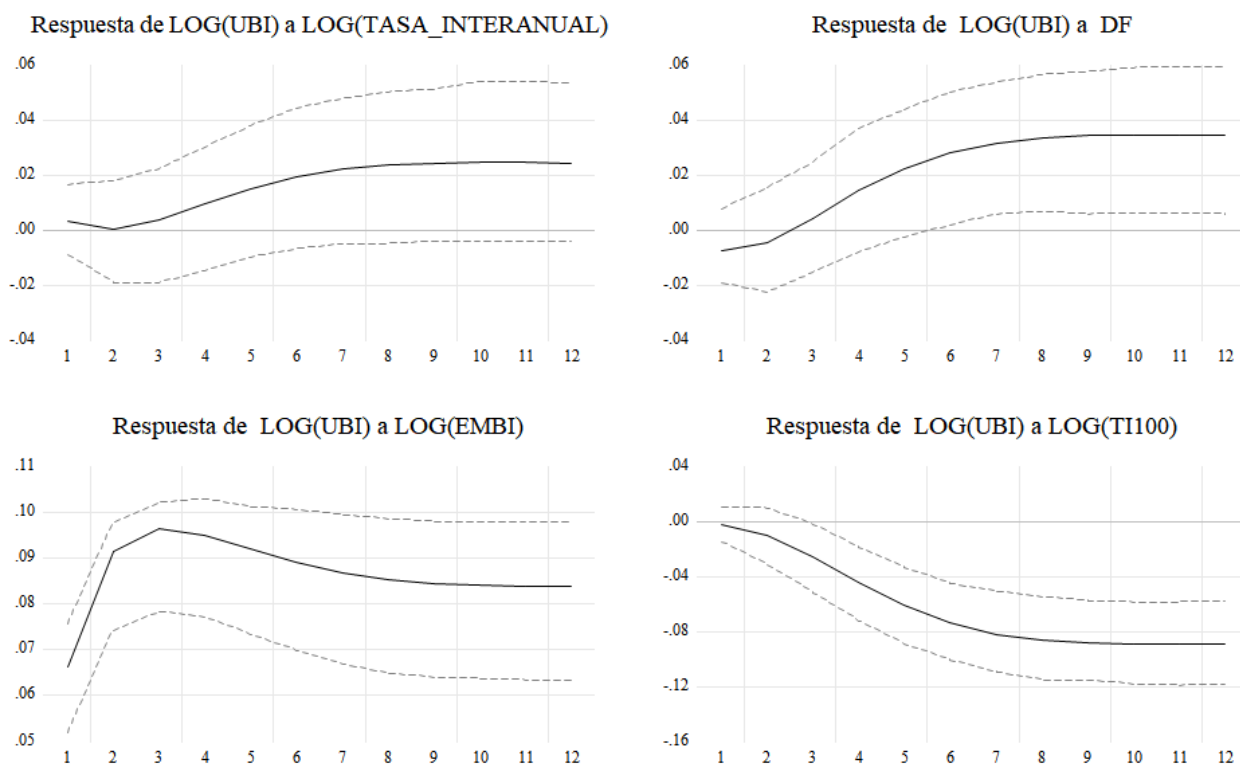
Respecto a las variables externas, un shock del EMBI+ provoca instantáneamente un efecto contagio en el spread uruguayo, incrementándolo en los primeros 3 meses para luego estabilizarse (la respuesta es significativa tanto para ambos niveles de confianza, 95% y 90%). Una mayor percepción de riesgo asociada a mercados emergentes afecta el spread soberano uruguayo, exigiendo por parte de los inversores una mayor prima de los bonos a través del efecto contagio. De acuerdo a las estimaciones, un shock de 6,0% en el EMBI+ produce un incremento mayor sobre el riesgo país de Uruguay de 8,4%.

Por otra parte, un shock en los términos de intercambio del país deriva en una caída del spread, ya que se percibe como una señal de fortalecimiento del sector externo de la economía. La respuesta del UBI se procesa también rápidamente pero no es instantánea: adquiere significación al tercer mes de ocurrido el shock para un nivel de confianza del 95%, y al segundo mes si se considera un nivel de confianza más laxo (90%). En cuanto a la magnitud del impacto, un shock positivo de 2,1% en los términos de intercambio reduce el spread soberano en 8,9%.

De nuevo, en el análisis de corto plazo también se observa una fuerte reacción del spread ante shocks en las variables externas, mientras que la respuesta frente a shocks en variables internas se da en menor magnitud. En particular, el spread procesa rápidamente un efecto contagio ante el aumento del spread de mercados de LATAM. Si bien se encuentra un efecto significativo del déficit fiscal, este se da con cierto rezago y con un intervalo de confianza ubicado próximo a cero, lo que da cuenta de una relevancia menor en comparación con las variables externas del sistema.

Gráfico 4. Funciones Impulso-Respuesta

Respuesta a las innovaciones generalizadas de una S.D. Intervalos de Confianza al 95%



Fuente: Elaboración propia

6.2.2 Descomposición de la varianza

Un estudio complementario al análisis de impulso-respuesta es el análisis de la descomposición de la varianza, que indica qué parte de la varianza del error de pronóstico de cada una de las variables se explica por shocks exógenos a las otras variables. En otras palabras, permite tener una idea de la importancia relativa que tienen los choques en las variables del sistema sobre alguna de las mismas, pudiendo visualizar la evolución a lo largo del tiempo de la importancia de cada variable para explicar los movimientos del spread soberano de Uruguay.

Los resultados reflejan que las innovaciones en las variables externas – EMBI+ y Términos de Intercambio- son las más relevantes para determinar el UBI. En particular, hacia el final del periodo el 80% de la varianza del error de pronóstico se explica por las variables externas. En sentido contrario, las variables internas explicarían una pequeña proporción de la varianza del error. Estos resultados permiten concluir que el UBI es más sensible a cambios en el contexto externo que a cambios en el mercado doméstico.

Cuadro 6. Descomposición de la varianza

Período	S.E.	LOG(UBI)	LOG(TASA_ INTERANU AL)	DF	LOG(TI)	LOG(EMBI)
1	0,09	48,79	0,07	0,86	0,04	50,24
2	0,15	40,16	0,29	0,53	0,44	58,58
3	0,19	34,83	0,25	0,34	2,18	62,41
4	0,22	30,59	0,18	0,48	5,72	63,03
5	0,26	27,01	0,20	0,85	10,35	61,59
6	0,29	24,11	0,28	1,28	15,00	59,32
7	0,31	21,88	0,39	1,65	19,04	57,04
8	0,34	20,21	0,48	1,95	22,27	55,10
9	0,37	18,96	0,55	2,17	24,76	53,56
10	0,39	18,02	0,61	2,33	26,66	52,38
11	0,41	17,30	0,65	2,46	28,13	51,47
12	0,43	16,73	0,68	2,55	29,27	50,77

Fuente: Elaboración propia

7. CONCLUSIONES

Para lograr una comprensión profunda del movimiento del spread soberano de Uruguay a corto y largo plazo, se realiza un análisis de cointegración y se estima un modelo VECM con observaciones mensuales en el período enero 2005 - diciembre 2018. Se utiliza el UBI como indicador del spread soberano y las siguientes covariables: en el bloque interno, se encuentra como indicador de estabilidad interna a la inflación y como indicador de solvencia el ratio déficit fiscal/PIB; mientras que, en el bloque de variables externas, se toma como indicador de contagio el spread de países de LATAM y como indicador del sector externo los términos de intercambio.

A partir de la prueba de cointegración de Johansen, se encontró una relación de largo plazo entre el UBI y las variables seleccionadas. La existencia de una relación de largo plazo está en línea con los hallazgos encontrados por los estudios de Larzabal et al. (2001) y Azar et al. (2007). Asimismo, los signos de los coeficientes se encuentran en línea con la evidencia para Uruguay y la teoría existente. El spread soberano está positivamente relacionado con la inflación, ratio déficit/PIB y el spread de países de LATAM, mientras que se encuentra una relación negativa con los términos de intercambio. En otras palabras, una mayor inestabilidad interna y menor solvencia provocan un aumento del spread soberano de Uruguay. Al mismo tiempo se confirma el efecto contagio, es decir, un aumento del spread en los países de LATAM provoca un incremento del spread en Uruguay. Por último, una evolución favorable del sector externo genera una mejor percepción de la economía, llevando a una menor prima de riesgo.

En el análisis de corto plazo, las funciones de impulso- respuesta indican que el spread soberano es sensible a shocks estructurales en las variables, especialmente a shocks en los términos de intercambio y en el spread de países de LATAM. En la misma línea, el análisis de descomposición de la varianza indica que la mayor parte de la varianza del error de pronóstico se explica por las variables externas, mientras que las variables del mercado doméstico juegan un rol menos importante.

La evidencia que aporta esta investigación difiere con los antecedentes de Larzabal et al. (2001) y Azar et al. (2007) en la sensibilidad que presenta el spread frente a variables internas y externas. El presente estudio encuentra una mayor sensibilidad del spread ante cambios en las variables externas en comparación con estudios previos. Estos resultados también se diferencian de los hallazgos encontrados por Aizenman et al. (2016), que indicaban que las variables internas tenían una mayor influencia después de la crisis de 2008. Asimismo, se puede concluir que los cambios procesados en las últimas dos décadas han transformado al spread soberano más sensible al contexto externo. La influencia que ejerce el contexto externo está en línea con los resultados encontrados por Lorenzo et al. (2020). Los autores apuntan a la importancia en la actitud de los inversores hacia los países emergentes en general, más que a los fundamentos internos de la economía.

Los hallazgos de este documento tienen implicaciones para los formuladores de políticas. Los resultados encontrados en el presente estudio indican que el spread uruguayo es más sensible a variables externas que a variables internas de la economía. Esto evidencia que la economía uruguaya es muy dependiente del contexto económico internacional y, por consiguiente, muy vulnerable a los shocks externos, tanto de precios internacionales como financieros. Un ejemplo de ello es el considerable aumento del spread en 2008, así como la caída de este en el boom de los precios de los *commodities* en el período 2011-2014.

Con relación al déficit fiscal, si bien se encontró un impacto significativo, no aparece como uno de los determinantes principales del spread soberano. Esto es consistente con lo observado en 2020 y 2021, donde el déficit se incrementó a instancias de mayores gastos por la crisis sanitaria que atraviesa el país, pero el spread se mantuvo en niveles históricamente bajos (se registró un pico en marzo de 2020 cuando comenzó la pandemia, pero después disminuyó hasta posicionarse en torno a los 100 puntos básicos). Así, el contexto externo favorable debido a los elevados precios de los *commodities* que mejoraron los términos de intercambio del país, explicaron este comportamiento reciente del spread soberano.

No obstante, crisis como la del COVID-19 podría haber configurado un comportamiento distinto de los spreads soberanos a nivel mundial. Por lo tanto, para agenda futura, aún resta estudiar los efectos

de la pandemia sobre el spread soberano, y determinar si el nuevo escenario internacional implicará un cambio en cuanto a las variables que lo determinan.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aizenman, J., Jinjarak, Y., & Park, D. (2016). Fundamentals and sovereign risk of emerging markets. *Pacific Economic Review*, 21(2), 151-177.
- Arend, M., & Sanchez, P. (2020) Determinantes del riesgo soberano y diferencias entre países desarrollados y emergentes. CFA/NE/04.
- Azar, K.; Oreiro, C.; Tramontín, F. & Adler, G. (2007). “Determinantes del riesgo soberano en Uruguay”. Documento de Trabajo N°001-2007. BCU. ISSN 1688-7565.
- Baldacci, E., Gupta, S., & Mati, A. (2008). Is (still) mostly fiscal? Determinants of sovereign spreads in emerging markets. *IMF Working Papers* 08/259, 1-23.
- Beber, A., Bryt, M., and Kavajecz, K. (2009). Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the euro-area bond market. *Review of Financial Studies*, 22, 925-957.
- Beirne, J., & Fratzscher, M. (2013). The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 60-82.
- Bernoth, K., & Erdogan, B. (2012). Sovereign bond yield spreads: A time varying coefficient approach, *Journal of International Money and Finance*, 31, 639-656
- Bissoondoyal-Bheenick, E. (2005). An analysis of the determinants of sovereign ratings. *Global Finance Journal*, 15(3), 251-280.
- Born, B., Müller, G., Pfeifer, J., & Wellmann, S. (2020). “Different No More: Country Spreads in Advanced and Emerging Economies”. CESifo Working Paper Series 8083, CESifo.
- Borraz, F., Fried, A., & Gianelli, D. (2011). Análisis de las calificaciones de riesgo soberano: el caso uruguayo. *Revista de Economía*, 18(2), 71-99.
- Du, W., & Schreger, J. (2016). Sovereign risk, currency risk, and corporate balance sheets. Harvard Business School BGIE Unit Working Paper, (17-024).
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–31.

- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49, 1057–72.
- Durlauf, S. & Blume, L. (2010) *Macroeconometrics and time series analysis*. Palgrave Macmillan, London.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55, 251–76.
- Ferreira, M., Oddone, G. & Schaffrath, S. (2009) Spread soberano de Uruguay: un análisis de interdependencia y de estimación de corto plazo. *Jornadas de Economía*. BCU.
- García, A. & Paredes, V. (2006), “Spreads soberanos y efecto contagio”. Banco Central de Chile. Documento de Trabajo N° 385.
- Granger, C.W.J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric specification. *Journal of Econometrics* 16, 121–30.
- Granger, C.W.J. & Weiss, A.A. (1983). Time series analysis of error-correction models. In *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics, in Honor of T. W. Anderson*, ed. S. Karlin, T. Amemiya and L.A. Goodman. San Diego: Academic.
- Granger, C.W.J. (1986). Developments in the study of co-integrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 213–28.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231–54.
- Juselius, Katarina (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University.
- Hall, P. (1986). “On the bootstrap and confidence intervals.” *The Annals of Statistics*, 14, 1431–1452.
- Hall, P. (1988) "Theoretical Comparison of Bootstrap Confidence Intervals." *Ann. Statist.* 16 (3) 927 - 953, September, 1988. <https://doi.org/10.1214/aos/1176350933>
- Hilscher, J., & Nosbusch, Y. (2010). “Determinants of sovereign risk: Macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt”. *Review of Finance*, 14(2), 235-262.

- Larzabal, Martín; Valdés, María & Laporta, Sofía (2001); “Spread soberano: evidencia empírica del caso Uruguayo”. Departamento de Estudios de República AFAP S.A.
- Maltritz, D. (2012). Determinants of sovereign yield spreads in the Eurozone: A Bayesian approach, *Journal of International Money and Finance*, 31, 657-672.
- Martinez, L., Teruel, M. & Terceño, A. (2016). “Determinantes de spreads soberanos durante la reciente crisis financiera: el caso europeo”. *Cuadernos de Administración*, 29 (53), 77-100.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29.
- Vayanos D. (2004). Flight to quality, flight to liquidity, and the pricing of risk. NBER- Working Papers 10327, 1-54.

ANEXO

Prueba de Dickey – Fuller aumentada. Variables en niveles.

H0) Xt tiene una raíz unitaria entonces es no estacionaria

H1) Xt no tiene una raíz unitaria entonces es estacionaria

Tabla A1. Prueba de Dickey – Fuller aumentada para variables en niveles.

Null Hypothesis: LUBI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.892490	0.0483
Test critical values:		
1% level	-3.469451	
5% level	-2.878618	
10% level	-2.575954	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LTASA_INTERANUAL has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.759774	0.0664
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: DF has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.545025	0.5084
Test critical values:		
1% level	-3.469451	
5% level	-2.878618	
10% level	-2.575954	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LEMBI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.011457	0.2818
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LTI100 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.307639	0.6255
Test critical values: 1% level	-3.470427	
5% level	-2.879045	
10% level	-2.576182	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Prueba de Dickey – Fuller aumentada. Variables en sus primeras diferencias

H0) ΔX_t tiene una raíz unitaria entonces es no estacionaria

H1) ΔX_t no tiene una raíz unitaria entonces es estacionaria

Tabla A2. Prueba de Dickey – Fuller aumentada para variables en sus primeras diferencias.

Null Hypothesis: D(LUBI) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.05348	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.469451	
5% level	-2.878618	
10% level	-2.575954	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LTASA_INTERANUAL) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.04614	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.470179	
5% level	-2.878937	
10% level	-2.576124	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(DF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.13210	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.469451	
5% level	-2.878618	
10% level	-2.575954	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LEMBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.701494	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LTI100) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.96200	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.470427	
5% level	-2.879045	
10% level	-2.576182	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabla A3. VECM Primera especificación, sin restricciones

Vector Error Correction Estimates					
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12					
Included observations: 155 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
LOG(UBI(-1))	1.000000				
LOG(TASA_INTERANU	-0.745884				
	(0.35879)				
	[-2.07890]				
DF(-1)	-0.245188				
	(0.08973)				
	[-2.73266]				
LOG(EMBI(-1))	-0.969084				
	(0.26175)				
	[-3.70230]				
LOG(TI100(-1))	6.791697				
	(1.06964)				
	[6.34953]				
C	-30.03436				
Error Correction:	D(LOG(UBI))	D(LOG(TASA	D(DF)	D(LOG(EMBI))	D(LOG(TI100))
CointEq1	-0.105317	-0.024900	0.270223	-0.056549	-0.020781
	(0.02746)	(0.01601)	(0.08985)	(0.01758)	(0.00604)
	[-3.83554]	[-1.55539]	[3.00753]	[-3.21660]	[-3.44243]
D(LOG(UBI(-1)))	0.138807	0.015433	0.362631	0.026278	0.017841
	(0.12315)	(0.07180)	(0.40298)	(0.07885)	(0.02708)
	[1.12713]	[0.21494]	[0.89988]	[0.33327]	[0.65892]
D(LOG(UBI(-12)))	-0.010247	-0.053148	0.632626	0.155622	0.005451
	(0.12716)	(0.07414)	(0.41609)	(0.08141)	(0.02796)
	[-0.08058]	[-0.71688]	[1.52040]	[1.91147]	[0.19498]
D(LOG(TASA_INTERAN	-0.186123	0.112663	0.477290	-0.143561	-0.003524
	(0.13235)	(0.07716)	(0.43308)	(0.08474)	(0.02910)
	[-1.40627]	[1.46004]	[1.10207]	[-1.69415]	[-0.12110]
D(LOG(TASA_INTERAN	-0.027598	-0.299726	-0.445960	0.054573	-0.001453
	(0.11603)	(0.06765)	(0.37967)	(0.07429)	(0.02551)
	[-0.23786]	[-4.43075]	[-1.17461]	[0.73462]	[-0.05697]
D(DF(-1))	-0.018175	0.008307	-0.170831	-0.019838	-0.004805
	(0.01948)	(0.01136)	(0.06375)	(0.01247)	(0.00428)
	[-0.93296]	[0.73138]	[-2.67988]	[-1.59050]	[-1.12189]
D(DF(-12))	0.016065	0.003148	-0.385724	0.011907	-0.000517
	(0.01878)	(0.01095)	(0.06147)	(0.01203)	(0.00413)
	[0.85525]	[0.28742]	[-6.27542]	[0.99004]	[-0.12517]
D(LOG(EMBI(-1)))	0.291533	0.035615	-0.705026	0.220206	0.005025
	(0.17870)	(0.10419)	(0.58476)	(0.11442)	(0.03929)
	[1.63136]	[0.34183]	[-1.20567]	[1.92460]	[0.12790]
D(LOG(EMBI(-12)))	-0.142761	-0.030756	-0.764657	-0.271729	0.001525
	(0.17715)	(0.10328)	(0.57966)	(0.11342)	(0.03895)

	[-0.80589]	[-0.29779]	[-1.31914]	[-2.39578]	[0.03914]
D(LOG(TI100(-1)))	0.335813 (0.42908) [0.78263]	-0.084124 (0.25016) [-0.33627]	-2.274910 (1.40404) [-1.62026]	0.450025 (0.27472) [1.63811]	0.301854 (0.09434) [3.19976]
D(LOG(TI100(-12)))	-0.108081 (0.38644) [-0.27968]	-0.112568 (0.22530) [-0.49963]	-0.168366 (1.26452) [-0.13315]	-0.132805 (0.24742) [-0.53676]	-0.061032 (0.08496) [-0.71835]
C	-0.011844 (0.00823) [-1.43846]	0.006631 (0.00480) [1.38123]	0.040386 (0.02694) [1.49891]	-0.002734 (0.00527) [-0.51855]	0.001504 (0.00181) [0.83067]
S1	-0.011629 (0.02865) [-0.40589]	0.033192 (0.01670) [1.98702]	-0.068729 (0.09375) [-0.73310]	-0.011900 (0.01834) [-0.64874]	-0.002120 (0.00630) [-0.33651]
S2	0.023364 (0.02639) [0.88545]	-0.001391 (0.01538) [-0.09039]	-0.084397 (0.08634) [-0.97746]	-0.009717 (0.01689) [-0.57516]	0.000434 (0.00580) [0.07477]
S3	-0.028474 (0.02644) [-1.07712]	-0.007170 (0.01541) [-0.46518]	0.095441 (0.08650) [1.10332]	-0.024409 (0.01693) [-1.44213]	-0.002530 (0.00581) [-0.43532]
S4	-0.020734 (0.02879) [-0.72023]	-0.025821 (0.01678) [-1.53843]	-0.005589 (0.09420) [-0.05934]	-0.029032 (0.01843) [-1.57510]	0.003271 (0.00633) [0.51680]
S5	0.004511 (0.02703) [0.16687]	0.004516 (0.01576) [0.28654]	-0.020178 (0.08845) [-0.22812]	0.021703 (0.01731) [1.25403]	0.010061 (0.00594) [1.69298]
S6	0.010709 (0.02922) [0.36657]	0.012790 (0.01703) [0.75090]	0.085484 (0.09560) [0.89420]	0.005276 (0.01871) [0.28206]	0.002789 (0.00642) [0.43429]
S7	-0.047394 (0.02713) [-1.74680]	-0.014690 (0.01582) [-0.92869]	-0.073410 (0.08878) [-0.82687]	-0.038123 (0.01737) [-2.19458]	0.005071 (0.00597) [0.85013]
S8	0.032635 (0.02685) [1.21541]	0.012647 (0.01565) [0.80789]	-0.021089 (0.08786) [-0.24003]	0.022377 (0.01719) [1.30162]	-0.002532 (0.00590) [-0.42887]
S9	0.029015 (0.02579) [1.12507]	-0.004793 (0.01504) [-0.31876]	-0.002095 (0.08439) [-0.02483]	0.026540 (0.01651) [1.60738]	-0.014621 (0.00567) [-2.57865]
S10	-0.014113 (0.02988) [-0.47228]	-0.008183 (0.01742) [-0.46972]	-0.006480 (0.09778) [-0.06627]	-0.013749 (0.01913) [-0.71863]	-0.009498 (0.00657) [-1.44571]
S11	0.021864 (0.02584) [0.84599]	-0.001480 (0.01507) [-0.09821]	-0.062789 (0.08457) [-0.74247]	0.040748 (0.01655) [2.46259]	-0.000472 (0.00568) [-0.08303]
D((T10(-1)))	0.001094 (0.00041) [2.68147]	0.000192 (0.00024) [0.80736]	0.002307 (0.00133) [1.72883]	0.000476 (0.00026) [1.82129]	-1.67E-05 (9.0E-05) [-0.18663]
FE=200704	-0.119249 (0.10304)	0.062935 (0.06007)	-1.322716 (0.33715)	-0.071692 (0.06597)	-0.024946 (0.02265)

	[-1.15736]	[1.04766]	[-3.92321]	[-1.08676]	[-1.10123]
FE=200712	-0.023929 (0.10260) [-0.23322]	-0.005397 (0.05982) [-0.09022]	1.438750 (0.33574) [4.28529]	-0.030408 (0.06569) [-0.46288]	-0.060826 (0.02256) [-2.69641]
FE=200801	0.161077 (0.10467) [1.53895]	-0.183822 (0.06102) [-3.01234]	-0.448553 (0.34249) [-1.30968]	0.135355 (0.06701) [2.01982]	0.016348 (0.02301) [0.71044]
FE=200804	-0.034417 (0.10537) [-0.32663]	-0.075525 (0.06143) [-1.22938]	1.147698 (0.34479) [3.32866]	-0.037874 (0.06746) [-0.56140]	-0.045393 (0.02317) [-1.95945]
FE=200807	0.289069 (0.10411) [2.77668]	-0.039033 (0.06070) [-0.64310]	0.612614 (0.34066) [1.79834]	0.191243 (0.06665) [2.86918]	-0.007310 (0.02289) [-0.31938]
FE=200810	0.540999 (0.10160) [5.32493]	0.057376 (0.05923) [0.96864]	-0.338270 (0.33245) [-1.01751]	0.521680 (0.06505) [8.01988]	0.031997 (0.02234) [1.43247]
FE=201004	-0.057343 (0.10341) [-0.55453]	0.024913 (0.06029) [0.41323]	-1.552804 (0.33837) [-4.58906]	-0.004795 (0.06621) [-0.07242]	-0.011823 (0.02273) [-0.52005]
FE=201005	0.292624 (0.10453) [2.79947]	-0.078756 (0.06094) [-1.29229]	0.062196 (0.34204) [0.18184]	0.199035 (0.06692) [2.97401]	-0.005525 (0.02298) [-0.24042]
FE=201006	-0.048734 (0.10488) [-0.46468]	-0.175355 (0.06115) [-2.86782]	0.454518 (0.34318) [1.32444]	-2.93E-05 (0.06715) [-0.00044]	-0.012352 (0.02306) [-0.53568]
FE=201102	0.028480 (0.10150) [0.28059]	0.090279 (0.05918) [1.52558]	-0.089888 (0.33213) [-0.27064]	0.169533 (0.06499) [2.60878]	-0.007814 (0.02232) [-0.35017]
FE=201108	0.290195 (0.10012) [2.89837]	-0.102462 (0.05837) [-1.75526]	-0.065421 (0.32762) [-0.19968]	0.109481 (0.06410) [1.70785]	0.016387 (0.02201) [0.74442]
FE=201206	0.052895 (0.10056) [0.52600]	-0.023806 (0.05863) [-0.40605]	0.407220 (0.32906) [1.23754]	0.076461 (0.06438) [1.18756]	0.022122 (0.02211) [1.00059]
FE=201210	-0.074204 (0.10293) [-0.72091]	0.028214 (0.06001) [0.47015]	0.099353 (0.33681) [0.29498]	-0.047701 (0.06590) [-0.72381]	-0.018766 (0.02263) [-0.82924]
FE=201212	-0.156029 (0.10424) [-1.49689]	-0.216794 (0.06077) [-3.56734]	0.105362 (0.34108) [0.30891]	-0.158239 (0.06674) [-2.37107]	-0.004326 (0.02292) [-0.18877]
FE=201303	-0.045754 (0.10386) [-0.44053]	-0.092217 (0.06055) [-1.52290]	-1.307978 (0.33986) [-3.84864]	0.055622 (0.06650) [0.83645]	-0.006810 (0.02283) [-0.29824]
FE=201306	0.347172 (0.09943) [3.49174]	0.009435 (0.05797) [0.16276]	-0.056630 (0.32534) [-0.17406]	0.165409 (0.06366) [2.59838]	0.013419 (0.02186) [0.61386]
FE=201412	0.080505 (0.10018)	0.005847 (0.05841)	0.009438 (0.32781)	0.098110 (0.06414)	0.083985 (0.02203)

	[0.80361]	[0.10011]	[0.02879]	[1.52962]	[3.81314]
FE=201810	-0.025612 (0.10068) [-0.25439]	-0.032902 (0.05870) [-0.56051]	-0.571957 (0.32945) [-1.73609]	-0.024084 (0.06446) [-0.37361]	-0.009785 (0.02214) [-0.44204]
R-squared	0.562093	0.426456	0.667753	0.628484	0.425725
Adj. R-squared	0.403206	0.218356	0.547203	0.493686	0.217360
Sum sq. resids	0.982836	0.334082	10.52355	0.402891	0.047507
S.E. equation	0.093261	0.054374	0.305170	0.059711	0.020504
F-statistic	3.537700	2.049285	5.539223	4.662419	2.043169
Log likelihood	172.2717	255.8985	-11.47521	241.3844	407.0624
Akaike AIC	-1.680926	-2.759980	0.690003	-2.572702	-4.710482
Schwarz SC	-0.856256	-1.935310	1.514673	-1.748032	-3.885812
Mean dependent	-0.002326	0.001892	0.011310	0.005296	0.001483
S.D. dependent	0.120723	0.061501	0.453513	0.083916	0.023177
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.70E-12			
Determinant resid covariance		3.51E-13			
Log likelihood		1122.911			
Akaike information criterion		-11.71498			
Schwarz criterion		-7.493451			
Number of coefficients		215			

Tabla A4. Prueba de Cointegración de Johansen para el modelo sin restricciones

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.242779	84.70347	69.81889	0.0021
At most 1	0.123423	41.59785	47.85613	0.1703
At most 2	0.080289	21.17953	29.79707	0.3466
At most 3	0.050838	8.206616	15.49471	0.4436
At most 4	0.000770	0.119326	3.841465	0.7298

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Tabla A5. Prueba de normalidad de los residuos para el modelo sin restricciones

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Sample: 2000M01 2018M12				
Included observations: 155				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.233267	1.405681	1	0.2358
2	0.042911	0.047568	1	0.8274
3	0.407316	4.285903	1	0.0384
4	0.217153	1.218186	1	0.2697
5	0.080261	0.166414	1	0.6833
Joint		7.123751	5	0.2116
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.547471	1.935721	1	0.1641
2	3.185960	0.223337	1	0.6365
3	3.781879	3.948208	1	0.0469
4	2.987286	0.001044	1	0.9742
5	3.496362	1.591173	1	0.2072
Joint		7.699484	5	0.1736
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	3.341402	2	0.1881	
2	0.270905	2	0.8733	
3	8.234111	2	0.0163	
4	1.219230	2	0.5436	
5	1.757587	2	0.4153	
Joint	14.82323	10	0.1386	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Tabla A6. Contrastes de exclusión

Contraste de exclusión sobre $B(1,1) = 0$

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12	
Included observations: 155 after adjustments	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions:	
B(1,2)=1, B(1,1)=0	
Convergence achieved after 40 iterations.	
Restrictions identify all cointegrating vectors	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	17.11945
Probability	0.000035

Contraste de exclusión sobre B (1,2) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, B(1,2)=0 Convergence achieved after 13 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	4.020721
Probability	0.044944

Contraste de exclusión sobre B (1,3) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, B(1,3)=0 Convergence achieved after 13 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	7.556626
Probability	0.005979

Contraste de exclusión sobre B (1,4) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, B(1,4)=0 Convergence achieved after 15 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	4.560132
Probability	0.032725

Contraste de exclusión sobre B (1,5) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, B(1,5)=0 Convergence achieved after 55 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	15.86205
Probability	0.000068

Tabla A7. Contrastes de exogeneidad débil

Contraste de exogeneidad débil sobre A (1,1) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 21 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 12.55655 Probability 0.000395	

Contraste de exogeneidad débil sobre A (2,1) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: A(2,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 16 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 2.431568 Probability 0.118914	

Contraste de exogeneidad débil sobre A (3,1) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: A(3,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 14 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 9.375255 Probability 0.002199	

Contraste de exogeneidad débil sobre A (4,1) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: A(4,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 18 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 9.112042 Probability 0.002539	

Contraste de exogeneidad débil sobre A (5,1) =0

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: A(5,1)=0, B(1,1)=1 Convergence achieved after 21 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 9.224471 Probability 0.002388	

Tabla A8. Contrastes de unicidad

Contraste de unicidad B (1,2) =-1

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, B(1,2)=-1 Convergence achieved after 7 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 0.323762 Probability 0.569356	

Contraste de unicidad B (1,4) =-1

Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12 Included observations: 155 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, B(1,4)=-1 Convergence achieved after 8 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 0.009865 Probability 0.920883	

Tabla A9. VECM Segunda especificación, con restricciones. A (2,1)=0, B (1,2)=-1, B (1,4)=-1

Vector Error Correction Estimates					
Sample (adjusted): 2006M02 2018M12					
Included observations: 155 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1, A(2,1)=0, B(1,2)=-1, B(1,4)=-1					
Convergence achieved after 5 iterations.					
Restrictions identify all cointegrating vectors					
LR test for binding restrictions (rank = 1):					
Chi-square(3)	2.473470				
Probability	0.480105				
Cointegrating Eq:	CointEq1				
LOG(UBI(-1))	1.000000				
LOG(TASA_INTERANU	-1.000000				
DF(-1)	-0.299507 (0.09470) [-3.16273]				
LOG(EMBI(-1))	-1.000000				
LOG(TI100(-1))	7.347715 (0.92286) [7.96192]				
C	-31.90249				
Error Correction:	D(LOG(UBI))	D(LOG(TASA	D(DF)	D(LOG(EMBI))	D(LOG(TI100))
CointEq1	-0.099461 (0.02577) [-3.85887]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.256866 (0.08460) [3.03607]	-0.050982 (0.01647) [-3.09589]	-0.020218 (0.00567) [-3.56612]
D(LOG(UBI(-1)))	0.129936 (0.12269) [1.05905]	0.011498 (0.07202) [0.15966]	0.387195 (0.40257) [0.96180]	0.021178 (0.07876) [0.26891]	0.016080 (0.02699) [0.59574]
D(LOG(UBI(-12)))	-0.010316 (0.12685) [-0.08132]	-0.055650 (0.07446) [-0.74737]	0.635242 (0.41623) [1.52617]	0.155130 (0.08143) [1.90510]	0.005423 (0.02791) [0.19433]
D(LOG(TASA_INTERAN	-0.191151 (0.13222) [-1.44569]	0.117724 (0.07761) [1.51685]	0.484061 (0.43384) [1.11575]	-0.145118 (0.08487) [-1.70981]	-0.004480 (0.02909) [-0.15402]
D(LOG(TASA_INTERAN	-0.036964 (0.11577) [-0.31929]	-0.301585 (0.06795) [-4.43802]	-0.422277 (0.37987) [-1.11164]	0.049609 (0.07431) [0.66756]	-0.003299 (0.02547) [-0.12954]
D(DF(-1))	-0.020537 (0.01947) [-1.05478]	0.008078 (0.01143) [0.70684]	-0.165093 (0.06389) [-2.58413]	-0.021046 (0.01250) [-1.68390]	-0.005269 (0.00428) [-1.23015]
D(DF(-12))	0.015172 (0.01874) [0.80945]	0.002997 (0.01100) [0.27240]	-0.383491 (0.06150) [-6.23556]	0.011438 (0.01203) [0.95069]	-0.000693 (0.00412) [-0.16803]
D(LOG(EMBI(-1)))	0.300136 (0.17814)	0.040087 (0.10456)	-0.729491 (0.58452)	0.225271 (0.11435)	0.006737 (0.03919)

	[1.68482]	[0.38337]	[-1.24803]	[1.97001]	[0.17190]
D(LOG(EMBI(-12)))	-0.159552 (0.17726) [-0.90011]	-0.028908 (0.10405) [-0.27784]	-0.727283 (0.58161) [-1.25045]	-0.279680 (0.11378) [-2.45802]	-0.001755 (0.03900) [-0.04502]
D(LOG(TI100(-1)))	0.352314 (0.42872) [0.82177]	-0.107528 (0.25165) [-0.42729]	-2.290471 (1.40672) [-1.62823]	0.453893 (0.27520) [1.64931]	0.304955 (0.09432) [3.23329]
D(LOG(TI100(-12)))	-0.119455 (0.38561) [-0.30978]	-0.113626 (0.22634) [-0.50201]	-0.140783 (1.26525) [-0.11127]	-0.138614 (0.24752) [-0.56000]	-0.063267 (0.08483) [-0.74580]
C	-0.011877 (0.00821) [-1.44603]	0.006454 (0.00482) [1.33863]	0.040635 (0.02695) [1.50781]	-0.002782 (0.00527) [-0.52770]	0.001496 (0.00181) [0.82814]
S1	-0.012194 (0.02859) [-0.42646]	0.033614 (0.01678) [2.00267]	-0.067824 (0.09382) [-0.72288]	-0.012102 (0.01836) [-0.65934]	-0.002228 (0.00629) [-0.35419]
S2	0.022419 (0.02634) [0.85125]	-0.001320 (0.01546) [-0.08540]	-0.082261 (0.08642) [-0.95192]	-0.010171 (0.01691) [-0.60161]	0.000249 (0.00579) [0.04297]
S3	-0.028566 (0.02637) [-1.08313]	-0.007513 (0.01548) [-0.48533]	0.095991 (0.08654) [1.10926]	-0.024517 (0.01693) [-1.44819]	-0.002550 (0.00580) [-0.43949]
S4	-0.021987 (0.02873) [-0.76532]	-0.025953 (0.01686) [-1.53903]	-0.002536 (0.09426) [-0.02691]	-0.029674 (0.01844) [-1.60912]	0.003025 (0.00632) [0.47858]
S5	0.005119 (0.02696) [0.18984]	0.004820 (0.01583) [0.30452]	-0.021895 (0.08848) [-0.24747]	0.022059 (0.01731) [1.27443]	0.010182 (0.00593) [1.71645]
S6	0.010384 (0.02915) [0.35621]	0.013006 (0.01711) [0.76010]	0.086031 (0.09565) [0.89942]	0.005155 (0.01871) [0.27547]	0.002727 (0.00641) [0.42521]
S7	-0.047815 (0.02707) [-1.76625]	-0.014687 (0.01589) [-0.92426]	-0.072430 (0.08883) [-0.81540]	-0.038330 (0.01738) [-2.20573]	0.004989 (0.00596) [0.83761]
S8	0.033046 (0.02679) [1.23332]	0.012428 (0.01573) [0.79022]	-0.021833 (0.08792) [-0.24834]	0.022539 (0.01720) [1.31048]	-0.002452 (0.00589) [-0.41606]
S9	0.029497 (0.02574) [1.14607]	-0.005180 (0.01511) [-0.34287]	-0.002842 (0.08445) [-0.03365]	0.026708 (0.01652) [1.61657]	-0.014528 (0.00566) [-2.56584]
S10	-0.012721 (0.02985) [-0.42622]	-0.008646 (0.01752) [-0.49351]	-0.009274 (0.09793) [-0.09470]	-0.013146 (0.01916) [-0.68617]	-0.009228 (0.00657) [-1.40536]
S11	0.021962 (0.02578) [0.85180]	-0.001152 (0.01513) [-0.07610]	-0.063341 (0.08460) [-0.74871]	0.040857 (0.01655) [2.46862]	-0.000451 (0.00567) [-0.07945]
D((T10(-1)))	0.001113 (0.00041)	0.000199 (0.00024)	0.002254 (0.00133)	0.000487 (0.00026)	-1.28E-05 (8.9E-05)

	[2.73706]	[0.83491]	[1.68907]	[1.86383]	[-0.14357]
FE=200704	-0.117897 (0.10277) [-1.14723]	0.064948 (0.06032) [1.07670]	-1.327845 (0.33720) [-3.93789]	-0.070657 (0.06597) [-1.07110]	-0.024670 (0.02261) [-1.09119]
FE=200712	-0.021569 (0.10235) [-0.21073]	-0.004261 (0.06008) [-0.07093]	1.432127 (0.33584) [4.26430]	-0.029035 (0.06570) [-0.44192]	-0.060357 (0.02252) [-2.68048]
FE=200801	0.163130 (0.10436) [1.56309]	-0.181123 (0.06126) [-2.95668]	-0.455992 (0.34244) [-1.33161]	0.136862 (0.06699) [2.04296]	0.016766 (0.02296) [0.73025]
FE=200804	-0.030473 (0.10519) [-0.28971]	-0.076168 (0.06174) [-1.23365]	1.139123 (0.34513) [3.30052]	-0.036044 (0.06752) [-0.53383]	-0.044624 (0.02314) [-1.92841]
FE=200807	0.290466 (0.10387) [2.79654]	-0.038535 (0.06097) [-0.63205]	0.608864 (0.34081) [1.78654]	0.192024 (0.06667) [2.88009]	-0.007034 (0.02285) [-0.30781]
FE=200810	0.536487 (0.10137) [5.29225]	0.056555 (0.05950) [0.95045]	-0.326934 (0.33262) [-0.98290]	0.519302 (0.06507) [7.98043]	0.031108 (0.02230) [1.39489]
FE=201004	-0.058432 (0.10318) [-0.56630]	0.025797 (0.06057) [0.42593]	-1.551127 (0.33856) [-4.58153]	-0.005171 (0.06623) [-0.07807]	-0.012032 (0.02270) [-0.53004]
FE=201005	0.291351 (0.10428) [2.79385]	-0.079564 (0.06121) [-1.29982]	0.065960 (0.34217) [0.19277]	0.198259 (0.06694) [2.96173]	-0.005779 (0.02294) [-0.25191]
FE=201006	-0.043719 (0.10465) [-0.41776]	-0.174559 (0.06143) [-2.84169]	0.442032 (0.34338) [1.28729]	0.002592 (0.06718) [0.03859]	-0.011364 (0.02302) [-0.49361]
FE=201102	0.039030 (0.10150) [0.38455]	0.090395 (0.05958) [1.51732]	-0.114625 (0.33303) [-0.34419]	0.174763 (0.06515) [2.68245]	-0.005746 (0.02233) [-0.25734]
FE=201108	0.292484 (0.09982) [2.93001]	-0.099768 (0.05859) [-1.70269]	-0.073406 (0.32754) [-0.22411]	0.111104 (0.06408) [1.73389]	0.016851 (0.02196) [0.76731]
FE=201206	0.056479 (0.10036) [0.56276]	-0.023784 (0.05891) [-0.40373]	0.398834 (0.32930) [1.21116]	0.078234 (0.06442) [1.21440]	0.022824 (0.02208) [1.03377]
FE=201210	-0.077737 (0.10280) [-0.75621]	0.031269 (0.06034) [0.51822]	0.104604 (0.33730) [0.31012]	-0.048887 (0.06599) [-0.74085]	-0.019441 (0.02262) [-0.85964]
FE=201212	-0.161393 (0.10422) [-1.54857]	-0.212482 (0.06118) [-3.47335]	0.113653 (0.34197) [0.33235]	-0.160099 (0.06690) [-2.39311]	-0.005353 (0.02293) [-0.23345]
FE=201303	-0.050015 (0.10377) [-0.48200]	-0.088801 (0.06091) [-1.45795]	-1.301384 (0.34047) [-3.82226]	0.054143 (0.06661) [0.81286]	-0.007626 (0.02283) [-0.33405]
FE=201306	0.350956 (0.09922)	0.009648 (0.05824)	-0.065670 (0.32557)	0.167316 (0.06369)	0.014162 (0.02183)

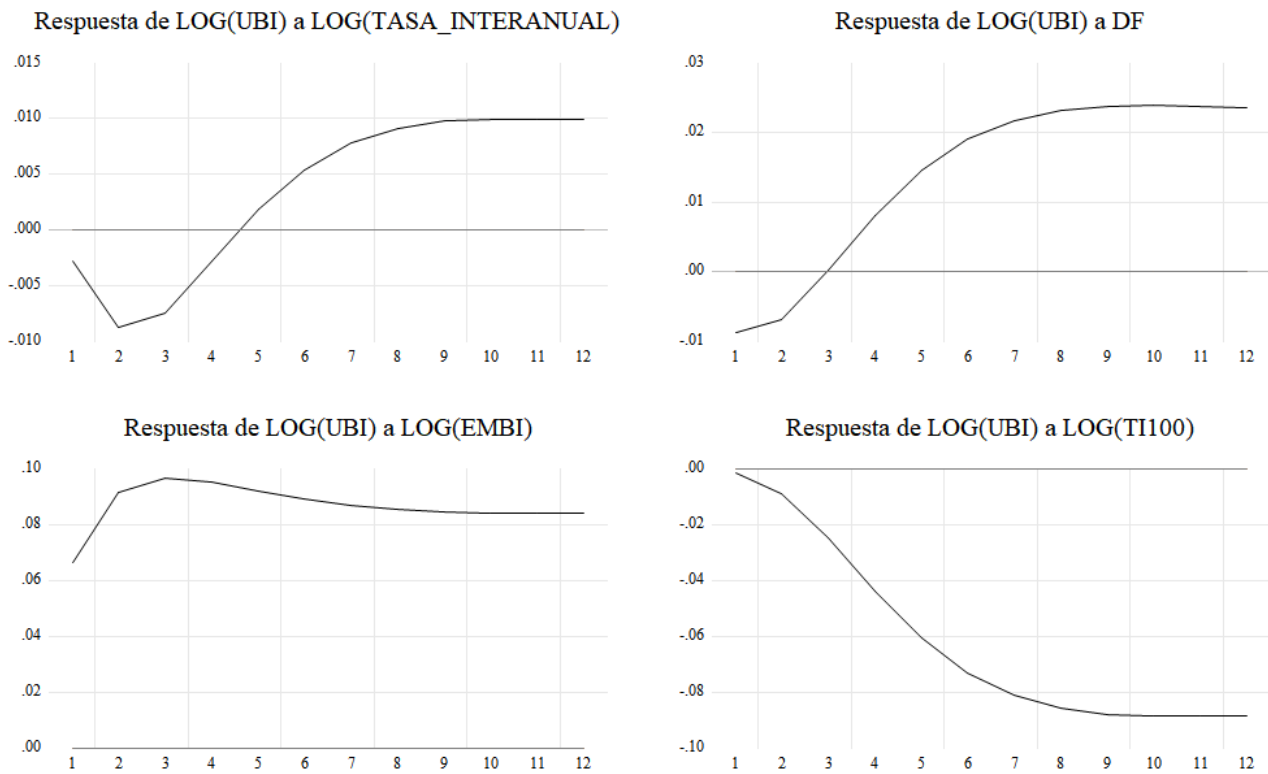
	[3.53699]	[0.16565]	[-0.20171]	[2.62691]	[0.64875]
FE=201412	0.075463 (0.10007) [0.75409]	0.007302 (0.05874) [0.12430]	0.019779 (0.32836) [0.06024]	0.095887 (0.06424) [1.49270]	0.083005 (0.02202) [3.77030]
FE=201810	-0.030832 (0.10064) [-0.30635]	-0.029735 (0.05907) [-0.50334]	-0.562881 (0.33023) [-1.70453]	-0.026081 (0.06460) [-0.40372]	-0.010790 (0.02214) [-0.48732]
R-squared	0.564077	0.421285	0.667439	0.628254	0.427607
Adj. R-squared	0.405911	0.211309	0.546775	0.493373	0.219925
Sum sq. resids	0.978382	0.337094	10.53348	0.403140	0.047352
S.E. equation	0.093050	0.054618	0.305314	0.059729	0.020471
F-statistic	3.566351	2.006347	5.531397	4.657831	2.058950
Log likelihood	172.6237	255.2029	-11.54837	241.3365	407.3168
Akaike AIC	-1.685468	-2.751005	0.690947	-2.572083	-4.713765
Schwarz SC	-0.860798	-1.926335	1.515617	-1.747413	-3.889095
Mean dependent	-0.002326	0.001892	0.011310	0.005296	0.001483
S.D. dependent	0.120723	0.061501	0.453513	0.083916	0.023177
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.71E-12			
Determinant resid covariance		3.52E-13			
Log likelihood		1121.674			
Akaike information criterion		-11.69902			
Schwarz criterion		-7.477493			
Number of coefficients		215			

Tabla A10. Prueba de normalidad de los residuos para el modelo con restricciones

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 02/18/22 Time: 11:02				
Sample: 2005M01 2018M12				
Included observations: 155				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.220595	1.257102	1	0.2622
2	0.011010	0.003131	1	0.9554
3	0.413345	4.413735	1	0.0357
4	0.216964	1.216058	1	0.2701
5	0.067811	0.118792	1	0.7303
Joint		7.008819	5	0.2200
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.587036	2.225615	1	0.1357
2	3.555837	1.995335	1	0.1578
3	3.782920	3.958720	1	0.0466
4	2.984261	0.001600	1	0.9681
5	3.489436	1.547080	1	0.2136
Joint		9.728350	5	0.0833
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	3.482717	2	0.1753	
2	1.998466	2	0.3682	
3	8.372456	2	0.0152	
4	1.217658	2	0.5440	
5	1.665872	2	0.4348	
Joint	16.73717	10	0.0804	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Gráfico A.1. Funciones Impulso-Respuesta.

Respuesta a un DS de las innovaciones (procedimiento Cholesky)

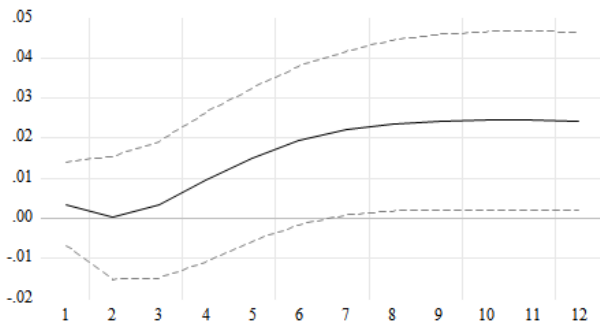


Fuente: Elaboración propia

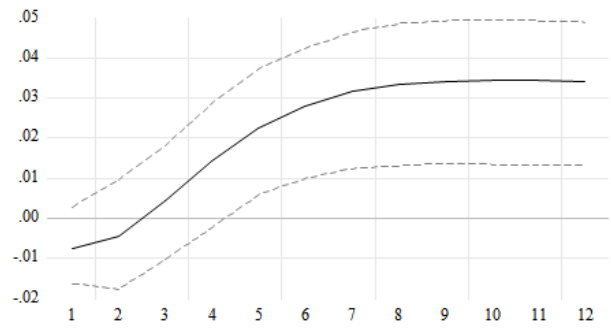
Gráfico A.2. Funciones Impulso-Respuesta

Respuesta a las innovaciones generalizadas de una S.D. Intervalos de Confianza al 90%

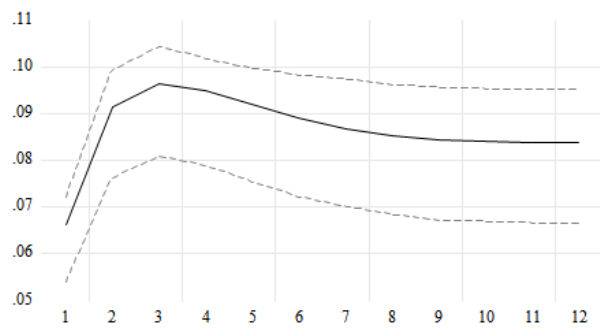
Respuesta de LOG(UBI) a LOG(TASA_INTERANUAL)



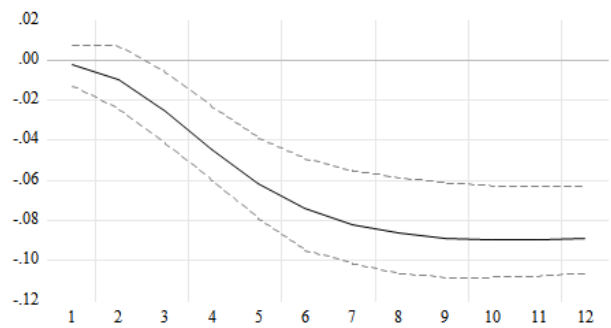
Respuesta de LOG(UBI) a DF



Respuesta de LOG(UBI) a LOG(EMBI)



Respuesta de LOG(UBI) a LOG(TI100)



Fuente: Elaboración propia