

Determinantes del Riesgo Soberano en República Dominicana

José Manuel Michel y Fidias Díaz

Julio 2015

Resumen

Utilizando información correspondiente al periodo 2003-2014, este trabajo investiga los determinantes clave del riesgo soberano, medido por el EMBI, que es la diferencia entre los rendimientos de los bonos soberanos emitidos por República Dominicana y del Tesoro de EE.UU. Los resultados indican que las variables macroeconómicas tales como Deuda Pública/PIB, Exportación/PIB, Inversión/PIB, Tipo de Cambio Real y Tasa de Interés Pasiva son importantes para explicar el riesgo soberano en República Dominicana. La metodología de investigación utilizada es el modelo de vectores de corrección de errores (VEC, por sus siglas en inglés), la cual permite explicar el comportamiento de corto y largo plazo del riesgo soberano. En sentido general, el riesgo soberano se encuentra alineado a su nivel de largo plazo determinado por su vector de cointegración.

Clasificaciones JEL: H63, E62, C12, C16.

Palabras clave: Riesgo soberano, vectores de corrección de errores.

Abstract

Using data for the period 2003-2014, this paper investigates key determinants of sovereign risk measured by the EMBI, i.e. the difference between the yields on sovereign bonds issued by Dominican Republic and the US Treasury. The results indicate that the macroeconomic variables such as public debt/GDP, export/GDP, Investment/GDP ratios, the Real Exchange Rate and Deposits Interest Rate are important in explaining sovereign risk in Dominican Republic. The research methodology used is the vector error correction model (VEC), which helps to explain the short and long-term behavior of sovereign risk. In general, sovereign risk is aligned to its long-run level as determined by the cointegrating vector.

JEL classifications: H63, E62, C12, C16.

Keywords: Sovereign risk, vector error correction.

I. Introducción

El estudio del riesgo soberano es fundamental, ya que permite determinar cuáles factores tienen incidencia en el costo de la deuda pública y en la probabilidad de que el estado entre en una situación de impago. Su análisis es de vital importancia para un manejo adecuado de la política fiscal. El resultado fiscal, unido a una política adecuada de endeudamiento o acumulación de activos por parte del estado, puede ser un instrumento de política fiscal que ayude a la economía a superar las etapas de recesión económica o invertir de manera óptima los excedentes generados en un periodo de expansión económica.

Por consiguiente, conocer los riesgos del endeudamiento público es importante para un banco central debido a que un mayor riesgo soberano, en una etapa de recesión económica, hace necesario una política monetaria más intensa. Específicamente, bajo el Esquema de Metas de Inflación (EMI), un banco central podría inclinarse hacia una mayor reducción de Tasa de Política Monetaria (TPM) para salir de una recesión.

En este contexto, esta investigación tiene como objetivo determinar cuáles factores tienen incidencia sobre el riesgo soberano en el corto y largo plazo. Dentro estos factores están la Deuda Pública/PIB, el cociente Exportación/PIB, la razón Inversión/PIB, el Tipo de Cambio Real y la Tasa de Interés Pasiva a 360 días, que son los más utilizados en la literatura económica. También, se toman en consideración la volatilidad cambiaria y la tasa de crecimiento de los precios del petróleo.

La presente investigación utiliza el método de Vectores de Corrección de Errores (*VEC*, por sus siglas en inglés) para estimar el modelo de determinantes de riesgo soberano siguiendo el trabajo de Johansen y Juselius (1990). Esta metodología tiene la ventaja de que arroja

estimaciones consistentes en presencia de endogeneidad y permite estimar las relaciones para el largo y corto plazo, simultáneamente.

El resto del documento se divide como sigue. El capítulo II contiene una revisión de la literatura sobre el tema. El capítulo III describe los métodos de estimación utilizados, mientras que el capítulo IV contiene un análisis de la base de datos. Luego se analizan los resultados de la investigación en el capítulo V. Por último, el capítulo VI contiene las conclusiones del estudio.

II. Revisión de literatura

En cuanto a los determinantes del riesgo soberano, un estudio que compara la fijación de precios de los préstamos bancarios y de los bonos en mercados internacionales, Edwards (1985) encontró que, tanto en los mercados de bonos y préstamos bancarios, la prima de riesgo país ha sido una función positiva de la relación deuda/producto una función negativa del ratio inversión/PNB. También se encontró que otras variables, como la relación entre las reservas y la cuenta corriente en el PNB, tuvieron el signo esperado (negativo), pero por lo general no eran significativas; el coeficiente de servicio de la deuda era, sin embargo, marginalmente significativo. Otro hallazgo fue que existen algunas diferencias en el proceso de determinación de las primas de riesgo país en el mercado bancario y bonos.

Grandes (2002) explora a través de un modelo de vectores de corrección de errores las dinámicas de corto plazo y largo plazo de la ecuación de sostenibilidad de la deuda en Argentina y México en el período 1994-2000 con el fin de evaluar qué tan importante ha sido el papel desestabilizador de los altos márgenes. Las principales conclusiones son que los cambios permanentes en las variables fundamentales tienen mayor incidencia en la sostenibilidad de la deuda, aunque los efectos de contagio siguen siendo significativos y que el déficit del sector público no es sostenible (aumento de la carga de intereses), sumado al crecimiento económico

insuficiente y las primas de riesgo excesivas muestran haber desencadenado una dinámica explosiva de la deuda.

Se ha mostrado en la teoría que el análisis de derechos contingentes (CCA, por sus siglas en inglés) resulta útil para modelar y medir la exposición al riesgo sectorial y nacional, y analizar las políticas para compensar sus efectos potencialmente nocivos. Gray et al. (2006) ilustran cómo el CCA ofrece un marco natural para el análisis de desbalances entre los activos y pasivos de una entidad, como los desbalances de moneda y de vencimiento en los balances financieros. Las políticas o acciones que reduzcan estos desajustes ayudarán a reducir el riesgo y la vulnerabilidad. Esta metodología proporciona un nuevo marco para el análisis de la estructura de capital soberano, y también es útil para la evaluación de la vulnerabilidad, análisis de políticas, la gestión del riesgo, análisis de inversiones, y el diseño de estrategias de control de riesgos.

Tanto los participantes del sector público y privado pueden beneficiarse de buscar maneras de facilitar una contabilidad de riesgo macro más eficiente, mejorar los precios y el descubrimiento de la volatilidad, y ampliar las actividades internacionales de intermediación riesgo. Duyvesteyn and Martensa (2011) aplican una adaptación estructural del modelo CCA para ocho economías emergentes, obteniendo como resultado principal que la volatilidad del tipo de cambio es importante para predecir los diferenciales de deuda soberana.

Por otro lado, Thuraismy et al. (2008) investigan los determinantes de los cambios de diferenciales de crédito a través de variables derivadas de la teoría estructural y macroeconómica y encuentran los siguientes resultados: un factor de activos y otro de tipo de interés - consistentes con los modelos estructurales de la fijación de precios de diferenciales de crédito; factores de tipo de cambio - consistentes con los determinantes macroeconómicos; y la

pendiente de la curva de rendimiento -coherente con un efecto del ciclo económico. La significancia estadística del factor tipo de cambio, que también actúa como proxy para el riesgo país y la variable de la pendiente puede ser atribuida a la prima de riesgo soberano exigida por los inversionistas antes de comprar estos bonos. También encuentran efectos significativos al modelar retornos de los diferenciales con un modelo autoregresivo de promedio móvil (ARMA) que indica un grado de inercia asociado a la fijación de precios de los diferenciales de la deuda soberana en estos mercados emergentes.

Hilscher y Nosbusch (2010) se enfocan en la determinación de la capacidad explicativa que posee la volatilidad de las variables macroeconómicas fundamentales sobre la variación de los diferenciales de rendimiento soberanos. Utilizando un modelo de datos de panel para 31 países, encuentran que estos fundamentos tienen efectos estadística y económicamente significativos en los diferenciales y estos diferenciales tienden a ser más altos para los países que recientemente han experimentado choques de términos de intercambio adversos, mientras que los países que han visto mejorar sus términos de intercambio tienden a tener menores diferenciales. También encuentran que la volatilidad de los términos de intercambio tiene un efecto muy significativo sobre los diferenciales, tanto estadística como económicamente.

Una preocupación es que los términos de intercambio podrían ser, en parte, endógenos. Con el fin de abordar este problema, construyen un índice de precios de los productos básicos específicos de cada país. Sin embargo, el instrumental no conduce a un cambio significativo en los coeficientes en sus principales variables o en el ajuste global de la regresión.

Con el fin de controlar por los factores globales, ellos incluyen la volatilidad implícita del índice S&P 500, el rendimiento del Tesoro de EE.UU. a 10 años, y la diferencia entre la tasa Libor a 3 meses y la tasa del Tesoro a 3 meses. Ellos encuentran que los factores globales son realmente

importantes. Sin embargo, encuentran que los fundamentos específicos de cada país (como los términos de intercambio y su volatilidad, y años desde el más reciente incumplimiento de pago) tienen poder explicativo importante, incluso después de controlar por factores globales.

Bernoth y Erdogan (2010) identifican en qué medida un cambio observado del diferencial de rendimiento se debe a un cambio en los fundamentos macroeconómicos tales como la posición fiscal de un país mediante la estimación de coeficientes variables en el marco de un modelo de datos de panel de efectos fijos aditivos y no paramétricos. En este sentido, encuentran que el impacto de las variables de política fiscal y de la aversión al riesgo general de los inversionistas en los diferenciales de rendimiento soberano no es constante en el tiempo ya que los coeficientes de las variables consideradas (diferencial de bonos corporativos de Estados Unidos, y los ratios de los diferenciales de la deuda y del déficit proyectado respecto al PIB) oscilan entre ser significativos o no significativos con la estabilidad o inestabilidad económica.

Baldacci et al. (2011) analizan la forma en que factores políticos y fiscales interactúan con las condiciones financieras mundiales mediante la construcción de una medida comprehensiva del riesgo político y la introducción de las variables fiscales para explicar el comportamiento de los diferenciales, utilizando un modelo de datos de panel con una muestra de 46 economías emergentes. Sus resultados muestran que los niveles más bajos de riesgo político se asocian con diferenciales reducidos, en particular durante las crisis financieras. Los resultados también indican que la consolidación fiscal reduce considerablemente los diferenciales de crédito, especialmente en los países que tienen condiciones fiscales iniciales más débiles. Una inversión pública alta contribuiría a reducir los márgenes, siempre y cuando no aumente el déficit fiscal.

Altman y Rijken (2011) utilizaron un modelo Z-Score con una variación de la regresión logística multivariada para evaluar el riesgo soberano con un enfoque de "abajo hacia arriba", que se

centra en la situación financiera y la rentabilidad del sector privado de la economía, en lugar del habitual enfoque de "arriba hacia abajo" (con base macroeconómica) puesto a sus limitaciones, dada la crisis de deuda en Europa. El supuesto que subyace a este enfoque es que la fuente fundamental de la riqueza nacional, y de la salud financiera de los bonos soberanos, es la producción económica y la productividad de sus empresas.

Desarrollan medidas de puntuaciones de crédito (credit scoring) y probabilidad de incumplimiento para ambas empresas grandes y pequeñas, públicas y privadas, a nivel global mediante el análisis de más de 50 variables fundamentales de los estados financieros. Además de estas variables microeconómicas, también se probaron una serie de variables macroeconómicas que se utilizan a menudo para estimar las probabilidades de impago soberano, incluyendo el crecimiento del PIB, el desempleo, los diferenciales de crédito y la inflación. Llegan a la conclusión de que, para hacer una mejor estimación del riesgo de impago de los bonos soberanos, las medidas tradicionales de desempeño macroeconómico deben combinarse con técnicas más modernas, como el CCA desarrollado por Robert Merton y el enfoque de abajo hacia arriba.

Cacciano y Greco (2012) muestran que la crisis financiera ha tenido un impacto sustancial en la composición de las variables que impulsan los diferenciales del rendimiento de los bonos, la magnitud de su impacto, así como la naturaleza de la relación que vincula los determinantes fiscales y los diferenciales de rendimiento. Ellos estiman un modelo de datos de panel estático con efectos fijos por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles con datos trimestrales debido a que estaban interesados, principalmente, en los cambios de los diferenciales que puedan afectar al servicio de la deuda, y la sostenibilidad fiscal. Sus hallazgos incluyen que: (i) una serie de indicadores fiscales y financieros han incidido en los diferenciales de rendimiento; (ii)

variables relacionadas con la actividad económica y la depreciación del tipo de cambio real también fueron significativas; (iii) la tasa repo del BCE, que es la tasa a la que los bancos comerciales solicitan préstamos para cubrir cualquier déficit de fondos, resulta ser robustamente significativa. Sin embargo, su signo ha variado en los períodos antes y durante crisis; este resultado también se encuentra en otras medidas de riesgo. También encuentran signos claros de un potencial cambio de régimen, lo que implica que el impacto de las variables explicativas sobre los diferenciales soberanos ha cambiado con la crisis financiera internacional.

III. Metodología

El riesgo soberano hace referencia a la posibilidad de que un estado no pueda cumplir con el pago de algún acreedor. Para los países en vías de desarrollo, la empresa JP Morgan Chase calcula el Índice de Bonos de Mercados Emergentes (EMBI, por sus siglas en inglés). El EMBI se define como la diferencia entre la tasa de interés que pagan los bonos en dólares, emitidos por países subdesarrollados, y los Bonos del Tesoro de Estados Unidos, los cuales se consideran ser libres de riesgo.

La serie del EMBI es una realización de un proceso estocástico que contiene un conjunto de información y un ruido blanco. El conjunto de variables macroeconómicas que explican el comportamiento del EMBI se compone de los cocientes Deuda Pública/PIB, Exportación/PIB, Inversión/PIB, el Tipo de Cambio Real y la Tasa de Interés Pasiva. Estas variables pueden tener un efecto en el corto plazo y otro efecto en el largo plazo sobre el EMBI. Además, puede existir endogeneidad, lo que significa que las variaciones en el EMBI pueden impactar en una o más de estas variables. Se asumen como exógenas, la volatilidad del tipo de cambio y la tasa de variación de los precios del petróleo.

Por las razones expuestas en el párrafo anterior la metodología econométrica apropiada son los modelos de vectores de corrección de errores (VEC). Esta metodología permite identificar la relación de largo plazo entre el EMBI y sus fundamentos por medio de vector de cointegración. En este contexto, un modelo VEC tiene la siguiente estructura:

$$(1) \quad \Delta X_t = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{t-k+1} \tau \Delta X_{t-i} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, T),$$

donde X_t es un vector que contiene al EMBI y al conjunto de variables endógenas; D_t variables exógenas; ε_t , los residuos que son independientes siguen una distribución normal multivariada con media cero y varianza (Λ) ; π , es una matriz de dimensión $p \times p$, donde p es la dimensión del vector de variables endógenas X_t . El supuesto de normalidad e independencia estadística permite estimar consistentemente, por máxima verosimilitud, la matriz π que contiene las relaciones de largo plazo. El número de relaciones de cointegración o de largo plazo lo determina el rango de la matriz π :

- i) $\text{Rango}(\pi) = p$, si la matriz π tiene rango completo, indicando que el vector de X_t sigue un proceso estacionario. En otras palabras, todas las variables son estacionarias.
- ii) $\text{Rango}(\pi) = 0$, que implica ausencia de cointegración y se puede estimar un vector autorregresivo (VAR) en primeras diferencias.
- iii) $0 < \text{Rango}(\pi) < p$, muestra evidencia a favor de la hipótesis de cointegración. Por ende, la matriz π se puede factorizar en $\alpha\beta$, donde β es el vector de coeficientes de la relación de largo plazo. En tanto, α simboliza el vector de coeficientes de ajuste al equilibrio.

El rango de la matriz indica el número de vectores de cointegración o relaciones de largo plazo. La matriz π no es observable, por tal razón, se debe inferir su rango a partir de información muestral. Siguiendo a Johansen (1988), el rango de π se infiere con el estadístico de traza que se define como sigue:

$$(2) \quad \lambda_{Traza}[H(r+1)_1|H(r)] = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \tilde{\lambda})$$

Con el contraste de la traza podemos establecer estadísticamente el número de relaciones de cointegración. Bajo la hipótesis nula de r vectores de cointegración podemos contrastar la hipótesis alternativa de que el número de vectores de cointegración es mayor que r . La hipótesis nula se satisface cada vez que hay evidencia a favor de $\lambda = 0$. Este contraste se aplica de manera secuencial, de forma tal que se pueda rastrear el número de vectores de cointegración

IV. Análisis de la Base de Datos

Al observar el comportamiento del indicador de riesgo país (ver gráfico A1) se evidencian aumentos importantes en los años 2004 y 2009 que podrían ser explicados, primeramente, por la emisión de bonos soberanos y a la contracción del producto durante la crisis bancaria 2003-2004, y la crisis financiera global de 2008. El EMBI alcanza su nivel máximo de 17.3% al cierre del primer semestre de 2004 y su valor mínimo de 1.6 en el segundo trimestre de 2007.

Es de esperarse que las variaciones en la deuda pública se reflejen en los movimientos del EMBI en igual dirección, por lo que los eventos mencionados en el análisis previo también se presentan para la deuda pública. Sin embargo, llama la atención la caída que experimenta el cociente deuda pública sobre PIB en el primer trimestre de 2005 (ver gráfico A2). Esta reducción interanual y trimestral de alrededor de 22% se debió, principalmente, al límite superior fijado para los desembolsos externos en el acuerdo con el FMI de ese mismo año. Este cociente alcanza su nivel mínimo de 30.9% en el primer trimestre de 2008, momento a partir del cual sigue una clara tendencia creciente.

En cuanto al cociente exportaciones sobre PIB (ver gráfico A3), se evidencia una disminución marcada al pasar de 50.2% en inicios de 2004 hasta 31.6% al finalizar el mismo año. Esto puede ser explicado por la recuperación de la economía dominicana de la crisis bancaria y por la fuerte apreciación del tipo de cambio real durante 2004. Es claro el comportamiento estacional que sigue la serie, obteniendo picos y valles en los primeros y últimos trimestres, respectivamente, de cada año a partir de 2006.

A partir de la tabla A1 de estadísticas descriptivas se puede ver que durante el periodo de evaluación el ratio inversión/PIB osciló entre 13.2% y 21.1%, cuyo valor máximo se alcanza al cierre de 2007, previo a la crisis financiera global. Asimismo, promedió 16.3% con variaciones rondando los 1.88 puntos porcentuales respecto a dicho promedio. Por otro lado, el tipo de cambio efectivo real¹, muestra que, en promedio, el peso dominicano ha estado depreciado respecto al dólar durante el periodo del estudio. Los valores máximo y mínimo del tipo de cambio real fueron alcanzados en el primer semestre de 2004 y el primer trimestre de 2005, respectivamente, y las variaciones promedio en términos de índice han sido relativamente bajas.

V. Resultados de la estimación

Este capítulo presenta los resultados de las estimaciones del VEC. El primer paso consiste en elegir uno de los cuatro modelos sugeridos en el artículo de Johansen y Juselius (1990); en el presente documento se eligió el modelo que tiene constante tanto en la matriz π como en el VAR, y que no tiene tendencia. Luego se estima de manera no restrictiva este modelo y, una vez contrastadas las hipótesis de normalidad, ausencia autocorrelación e identidad distributiva en los residuos, se definió, con el contraste de la traza, el número vectores de cointegración.

¹ ITCER bilateral con EE.UU., calculado por la SECMCA. Valores por encima de 100 indican depreciación, y valores menores que 100 indican apreciación del tipo de cambio.

Siguiendo trabajos anteriores, como los trabajos originales de Johansen y Juselius, se estima un VEC con dos rezagos. En la Tabla 1 se presentan los resultados de las pruebas de especificación del modelo. En la misma se puede observar que no es posible rechazar las hipótesis nulas normalidad, ausencia de autocorrelación ni de homoscedasticidad de los residuos al 5%, ya que el valor de probabilidad supera el valor crítico de 0.05.

Tabla 1
Supuestos Clásicos

Prueba	Hipótesis nula	Estadístico	Valor probabilidad
Jarque-Bera	Normalidad conjunta	10.3	0.59
Breusch-Pagan-Godfrey	Homoscedasticidad	770.9	0.56
Breusch-Godfrey (cuatro rezagos)	Ausencia de autocorrelación	AR(1)=42.1	0.22
		AR(2)=34.4	0.54
		AR(3)=37.1	0.42
		AR(4)=47.9	0.09

Una vez confirmado el cumplimiento de los supuestos clásicos, se procede con la inferencia estadística sobre el rango de la matriz π , que es igual al número de vectores de cointegración. Estos se determinan mediante la prueba de la traza, cuyos resultados están contenidos en la Tabla 2. Esta prueba consiste en evaluar la hipótesis nula de que el rango de la matriz π sea igual a r , contra la alternativa de que el rango es mayor que r , donde $r = 0, 1, \dots, N$. El proceso de la prueba finaliza cuando no se rechaza la hipótesis nula. Como se puede observar la hipótesis nula no se rechaza cuando $r = 3$, indicando que existen tres vectores de cointegración.

Tabla 2
Contraste de Cointegración
Estadístico traza

Hipótesis Nula vectores de cointegración	Hipótesis Alternativa	Estadístico traza	Valor crítico al 5%	Valor prob.
$r = 0$	$r > 0$	165.2	95.8	0.0000
$r = 1$	$r > 1$	99.9	69.8	0.0000

$r = 2$	$r > 2$	57.9	47.9	0.0044
$r = 3$	$r > 3$	28.1	29.8	0.0768

Bajo la hipótesis nula de tres vectores de cointegración, se puede contrastar la hipótesis de exogeneidad débil. El objetivo de someter a prueba esta hipótesis, es determinar si se puede estimar la ecuación del EMBI, consistentemente, de forma uniecuacional por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Probar la exogeneidad débil es equivalente a contrastar la significancia conjunta de los coeficientes alpha (α) correspondientes a las desviaciones del EMBI de su relación de equilibrio, en las demás ecuaciones. Los resultados, presentados en la Tabla 3, indican que se rechaza la hipótesis de exogeneidad débil.

Tabla 3
Contraste de exogeneidad débil

Estadístico χ^2	Valor de probabilidad
37.87	0.0000

Una vez rechazada la hipótesis de exogeneidad débil, y por ende, descartado el modelo uniecuacional, se estima un VEC restringido siguiendo a Johansen y Juselius (1990). Las restricciones incorporadas a la matriz π se encuentran en el anexo. El primer vector de cointegración, resultado de esta estimación restringida, tiene las características esperadas en una ecuación de largo plazo del EMBI, y sus resultados están contenidos en la expresión tres:²

$$(3) \quad EMBI_t = -24.977 + 0.276DP_t - 1.056Z_t + 0.0792I_t + 0.337e_t + 0.812R_t,$$

(3.100)
(-10.408)
(0.361)
(9.230)
(10.222)

donde DP_t es la cociente stock Deuda Pública/PIB; Z_t , cociente exportación de bienes y servicios/PIB; I_t , cociente de inversión/PIB; e_t , Tipo de cambio real Bilateral US\$/RD\$ y R_t , tasa de interés pasiva a 360 días de la banca múltiple. Entre paréntesis se encuentran los

² Los estadísticos t se encuentran entre paréntesis.

estadísticos t . Todos los coeficientes, a excepción del cociente de inversión, tienen los signos esperados y son significativos al 5%.

Si el stock de deuda aumenta en un punto porcentual del PIB, el $EMBI_t$ se incrementa en 0.276 puntos porcentuales, si los demás factores de largo plazo se mantienen constantes. En otras palabras, la diferencia entre la tasas de interés de los bonos soberanos emitidos por República Dominicana y los Bonos emitidos por los bonos del Tesoro de Estados Unidos se hace más grande. Por consiguiente, si el stock de deuda pública crece a un ritmo superior al del crecimiento económico, el costo del endeudamiento aumenta. Por el contrario, si el crecimiento de la deuda pública es inferior que el crecimiento económico, el costo del endeudamiento disminuye. Si la deuda crece al mismo ritmo que la economía, el nivel de riesgo país tiende a mantenerse.

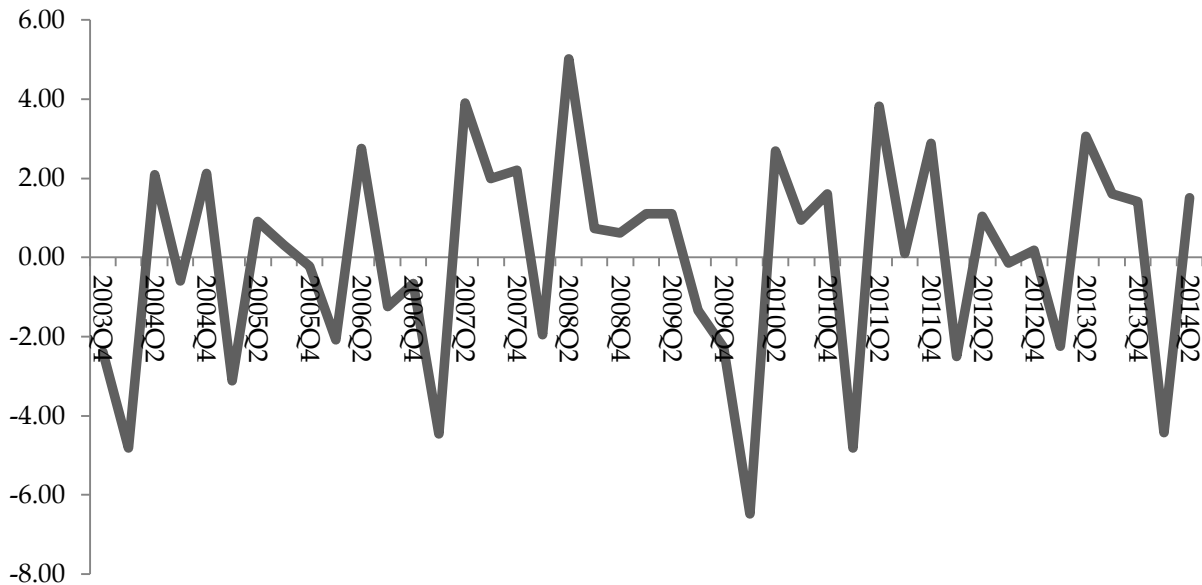
En República Dominicana el 65% de la deuda pública es externa, por ende, los ingresos de divisas mejoran la condición de pago de la economía. Por consiguiente, se espera que un aumento de las exportaciones de bienes y servicios disminuya el riesgo de impago y, por tanto, tenga un efecto negativo en el $EMBI_t$. Si el crecimiento de las exportaciones de bienes y servicios es superior que el crecimiento económico, implica que la participación de los sectores que generan divisas aumenta, lo que también provoca que la salida de divisas generada por el pago de servicios de la deuda tenga un menor efecto negativo en la economía. En otras palabras, la economía se hace menos vulnerable al pago de la deuda pública. Esto implica una menor probabilidad de impago de la deuda a largo plazo. El resultado de la estimación es coherente con este razonamiento, ya que arroja un coeficiente de -1.056, que se interpreta de la siguiente manera: un incremento de 1% de la participación de las exportaciones en el PIB genera una caída del EMBI de 1.056%, si los demás factores de mantienen constantes.

Un incremento del tipo de cambio real, por la manera en que está definido, implica una depreciación de la moneda nacional. Si asumimos que la elasticidad de las exportaciones al tipo de cambio real es inferior a uno, implica que el crecimiento en el volumen exportado, como resultado de una depreciación, es inferior a la disminución de los precios de las exportaciones en moneda extranjera (dólares), lo que genera una merma en los ingresos de divisas por concepto de exportaciones. Si, además, la deuda es contraída en moneda extranjera, una depreciación aumenta el valor en moneda nacional de la deuda que, unido a la disminución de los ingresos de divisas, deteriora la capacidad de pago de la economía. De aquí que sea razonable que el coeficiente del tipo de cambio real tenga signo positivo.

Un aumento de la tasa de interés pasiva en el mercado local genera un incremento de la tasa de retorno de los bonos públicos internos, lo que hace más atractivo los bonos externos, que generan un menor interés. El aumento de los bonos externos aumenta la participación de la deuda externa en la deuda total del Estado y, en consecuencia, aumenta el peso de la deuda en moneda extranjera, aumentando la vulnerabilidad del riesgo cambiario y, por tanto, el riesgo soberano.

Por otro lado, un aspecto interesante que se debe analizar del riesgo país es su comportamiento en el corto plazo, el cual se estima mediante el desalineamiento del EMBI de su relación de largo plazo o vector de cointegración. Durante el periodo de estudio, en promedio, el EMBI se ha mantenido alrededor de su tendencia de largo plazo. Durante el 2010, sin embargo, se observó el mayor distanciamiento de su nivel de largo plazo. Este resultado puede ser consecuencia de la crisis económica internacional.

Gráfica 1
Desalineamiento del Riesgo País



VI. Conclusión

Los resultados de esta investigación permiten afirmar que el comportamiento del riesgo soberano de República Dominicana, estimado por el EMBI, puede ser explicado mediante un VEC de dos rezagos. Este modelo pasa las pruebas de normalidad, ausencia de autocorrelación e identidad distributiva. Bajo estos supuestos, las estimaciones por máxima verosimilitud son consistentes y eficientes.

El contraste de la traza indica que existen tres vectores de cointegración, y además, se rechaza la hipótesis de exogeneidad en sentido débil. Esto es evidencia clara de existencia endogeneidad, lo que invalida los métodos uniecuacionales. Bajo la hipótesis de nula de cointegración y ausencia de exogeneidad se estima una versión restringida del modelo. La restricción consiste en eliminar del VEC los coeficientes de ajuste que no son significativos a los niveles convencionales. En otras palabras, quitar de los VEC aquellos desalineamientos que son significativos.

En este contexto, el primer vector de cointegración tiene las características esperadas en una ecuación de largo plazo de riesgo soberano. Esto implica que el cociente deuda PIB tiene un efecto positivo; es decir, mientras mayor es el peso de la deuda en el producto mayor es el riesgo al contraer nuevos préstamos. Asimismo, el aumento de las exportaciones mejora la condición crediticia del estado, ya implica mayores ingresos de divisas (exportaciones). La inversión tiene un efecto positivo y no significativo en el riesgo país. Además, se observa un comportamiento alineado con la tendencia de largo plazo, determinada por el vector de cointegración.

Referencias

Altman, E. I., and Rijken, H. A. (2011). "Toward a Bottom-Up Approach to Assessing Sovereign Default Risk". *Journal of Applied Corporate Finance*, 23(1), 20-31.

Baldacci, E. and Gupta, S. and Mati, A., "Political and fiscal risk determinants of sovereign spreads in emerging markets", *Rev. Dev. Econ.*, vol. 15, 2011, p.251-263.

Bernoth, K., Erdogan, B. (2010). "Sovereign bond yield spreads: A time varying coefficient approach", *Journal of International Money and Finance* 31, 639-656.

Caggiano, G. and Greco, L. (2012). "Fiscal and Financial Determinants of Eurozone Sovereign Spreads", *Università Degli Studi Di Padova "Marco Fanno" Working Paper No. 148.*

Edwards, S. (1986). "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing", *European Economic Review* 30(3): 565-89.

Grandes, M. (2003). "Convergence And Divergence Of Sovereign Bond Spreads: Lessons From Latin America", mimeo.

Gray, Dale F., Robert C. Merton, and Zvi Bodie. (2006). "A New Framework for Analyzing and Managing Macrofinancial Risks of and Economy", *Harvard Business School Working Paper*, No. 07-026, 2006.

Hilscher, Jens, and Nosbusch Yves, (2010). "Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt, *Review of Finance*", 14(2), 235-262.

Johansen, S., (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, pp. 231-254.

Johansen, S., and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on cointegration - with Applications to the Demand for Money". *Oxford Butxetln Of Economics and Statistics*, 52,169-210.

Martens, M., and Duyvesteyn, J. (2011). "Explaining and Predicting Sovereign Credit Risk with Exchange Rate Volatility", SSRN working paper no. 1839470.

Thuraisamya, K. and Gannon, G. and Batten, J. (2008). "The Dynamics of Credit Spreads on Latin American Eurobonds".

VII. ANEXOS

Tabla A1
Resumen de estadísticas descriptivas

Estadísticos	EMBI	Deuda pública / PIB	Exportaciones/ PIB	Inversión/PIB	Tipo de cambio Real	Tasa de interés pasiva a 360 días
Promedio	5.44	37.93	29.37	16.33	102.03	18.85
Desviación estándar	3.52	4.72	7.23	1.88	14.92	6.94
Máximos	17.3	47.2	50.2	21.1	148.7	34.6
Mínimos	1.6	30.9	19.2	13.2	90.3	9.7

Gráfico A1
Emerging Market Bond Index (EMBI-RD)

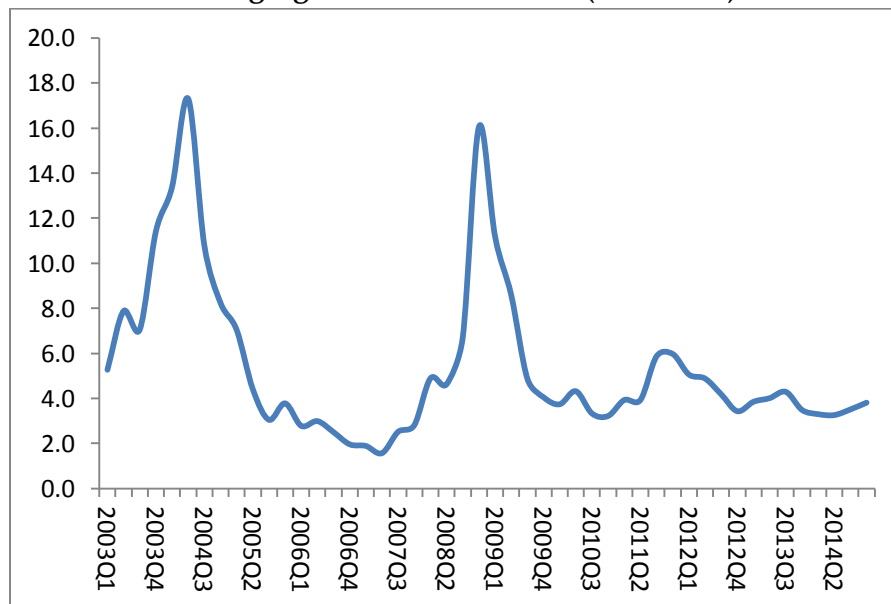


Gráfico A2
Cociente Deuda Pública/PIB (%)

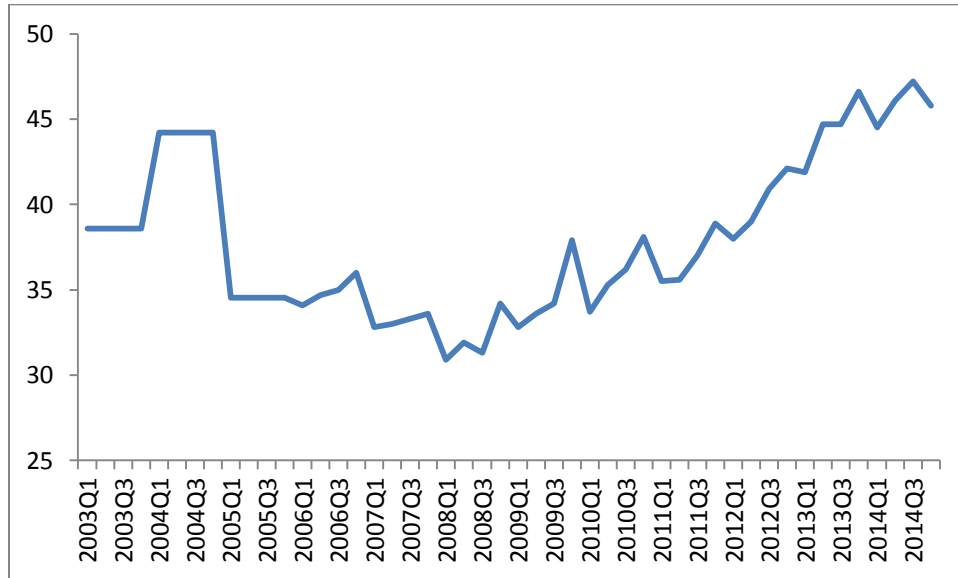


Gráfico A3
Razón Exportaciones/PIB (%)

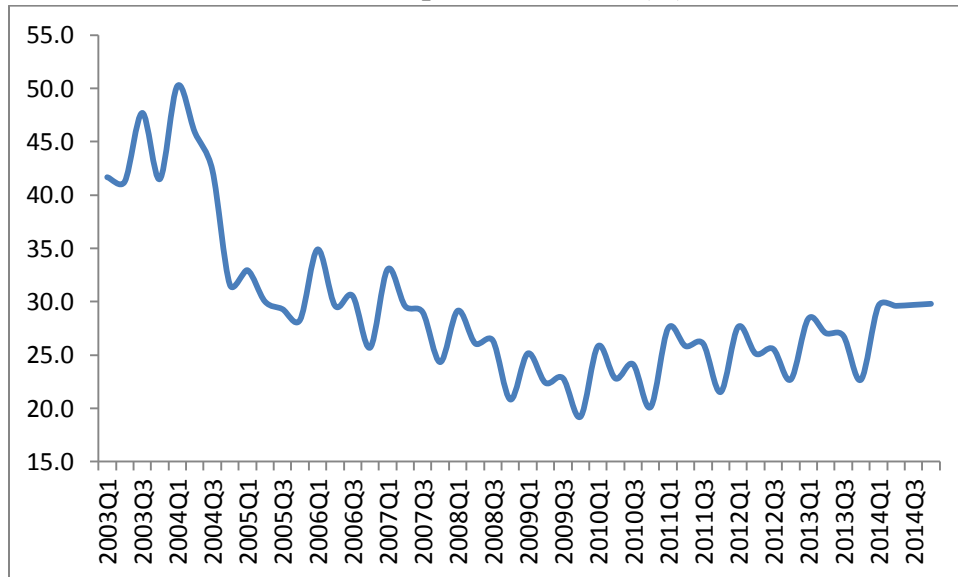


Gráfico A4
Tasas de Interés Pasiva a 360 días (%)

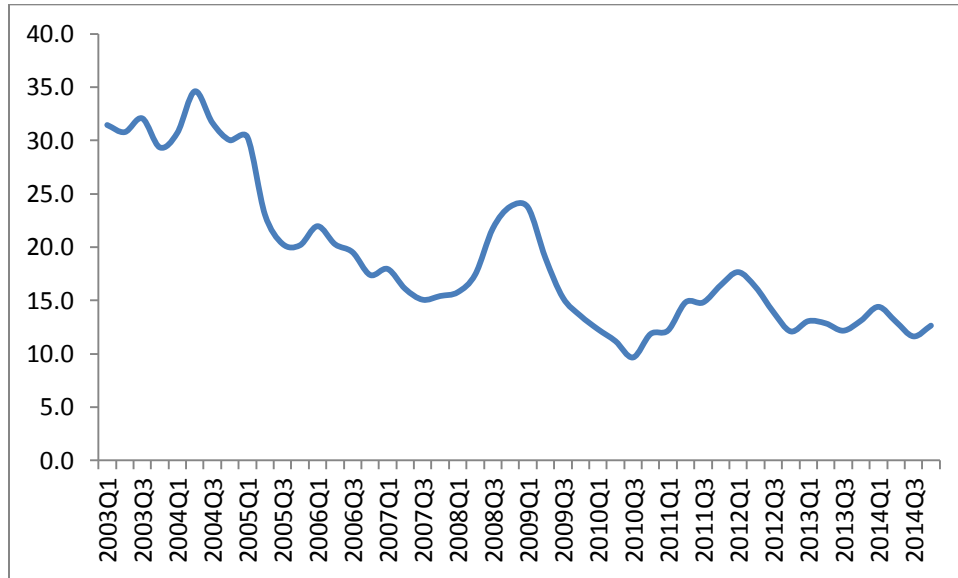
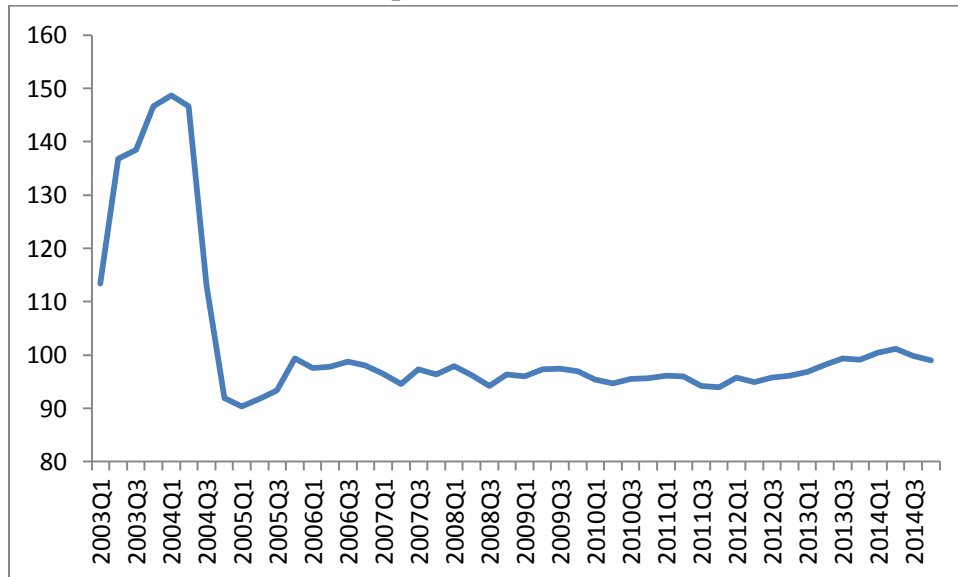


Gráfico A5
Índice del Tipo de Cambio Real Efectivo



Estimación restringida

Bajo la hipótesis nula de cointegración tenemos;

$$\pi = \alpha\beta'$$

Se tienen tres vectores de cointegración, seis variables y una constante. Por consiguiente, α y β son matrices de dimensión 7×3 . La estimación restringida contiene las siguientes restricciones en α y β .

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{21} & \alpha_{31} \\ 0 & 0 & \alpha_{32} \\ \alpha_{13} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{24} & 0 \\ \alpha_{15} & \alpha_{25} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{36} \\ \alpha_{17} & \alpha_{27} & \alpha_{37} \end{bmatrix} ; \beta = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \\ \beta_{13} & 1 & \beta_{33} \\ \beta_{14} & \beta_{24} & \beta_{34} \\ \beta_{15} & \beta_{25} & 1 \\ \beta_{16} & \beta_{26} & \beta_{36} \\ \beta_{17} & \beta_{27} & \beta_{37} \end{bmatrix}$$

En las matrices α y β el número de columnas corresponde a la cantidad de vectores de cointegración y de las filas a las variables endógenas que componen el vector $X_t = [EMBI, DP_t, Z_t, I_t, e_t, R_t, 1]$. Los ceros en la matriz alpha corresponden a coeficientes no significativos en la estimación no restringida. Los unos en la matriz beta pertenecen al EMBI, exportaciones/PIB (Z_t) y al Tipo de cambio real (e_t). Nuestro interés es obtener una ecuación de largo plazo para el EMBI, por consiguiente, su coeficiente beta se restringe a uno en la primera ecuación. Los coeficientes beta de la segunda y tercera ecuación, correspondiente a Z_t y e_t , respectivamente, se restringe a uno debido a que sus alphas correspondientes en la ecuación de corto plazo del EMBI, en el modelo VEC, son significativos. Por ende, el EMBI, Z_t , e_t , están correlacionados contemporáneamente. Esta restricción se contrasta mediante la prueba del cociente de verosimilitud, sus resultados se presenta a continuación.

Tabla A2
Contraste de cociente de Verosimilitud

Estadístico χ^2	Valor de probabilidad
3.61	0.31

Las restricciones incorporadas a las matrices α y β no son rechazadas a los niveles de significancia tradicionales.