

Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, FLACSO Ecuador
Departamento de Desarrollo, Ambiente y Territorio
Convocatoria 2015 - 2017

Tesis para obtener el título de maestría de Investigación en Economía del Desarrollo

Análisis de riesgo de corto plazo de finanzas públicas: desarrollo instrumental para Ecuador

Edison Bolívar Reza Paocarina

Asesor: Marco Missaglia

Lectores: Roberta Curiazi y Betty Espinosa

Quito, agosto de 2018

Tabla de contenidos

Resumen	V
Introducción	1
Capítulo 1	3
Revisión de la literatura.....	3
Capítulo 2	6
Metodología	6
2.1. Fórmula de Cálculo del Indicador Beta.....	7
2.2. Modelo Probit.....	8
2.3. Sistemática genérica de Máxima Verosimilitud (MV): una revisión para este estudio	11
2.4. Combinación de pronósticos	13
Capítulo 3	15
Resultados	15
3.1. Narrativa del desempeño de las variables	15
3.2. Representación gráfica del indicador beta	18
3.3. Modelos probit: efectos marginales y combinación de pronósticos	20
Conclusiones y recomendaciones	25
Anexos	27
Lista de referencias	33

Gráficos

Gráfico 3.1. Función de distribución normal acumulada.....9
Gráfico 4.1. Crudo Ecuatoriano/EMBI en dólares y puntos.....16
Gráfico 4.2. Evolución de la Tasa Libor a 3 meses.....17
Gráfico 4.3. Recaudación Efectiva.....18
Gráfico 4.4. Mapa de Calor de Riesgos Mensuales.....19
Gráfico 4.5. Combinación de Pronósticos.....24

Tablas

Tabla 1: Resultados.....22

Declaración de cesión de derechos de publicación de la tesis

Yo, Edison Bolívar Reza Paocarina, autor de la tesis titulada “Análisis de riesgo de corto plazo de finanzas públicas: desarrollo instrumental para Ecuador” declaro que la obra es de mi exclusiva autoría, que la he elaborado para obtener el título de maestría de Investigación en Economía del Desarrollo concedido por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, FLACSO Ecuador.

Cedo a la FLACSO Ecuador los derechos exclusivos de reproducción, comunicación pública, distribución y divulgación, bajo la licencia Creative Commons 3.0 Ecuador (CC BY-NC-ND 3.0 EC), para que esta universidad la publique en su repositorio institucional, siempre y cuando el objetivo no sea obtener un beneficio económico.

Quito, agosto de 2018



Edison Bolívar Reza Paocarina

Abstract

Several developing countries show productive structures vulnerable to exogenous shocks, with real, social and financial effects. Based on this background, this paper generates a methodology to evaluate the risks of public finances in Ecuador, their impact on liquidity and on fiscal sustainability. For this, deterministic and probabilistic methodologies are implemented, observing that oil prices, financial costs and economic activity are sources of fiscal risks. Thus, the policy discussion will have elements for the appropriate design of measures in their application and magnitude.

Resumen

Varios países en desarrollo muestran estructuras productivas vulnerables a choques exógenos, con efectos reales, sociales y financieros. En base a estos antecedentes, este trabajo genera una metodología para evaluar los riesgos de las finanzas públicas en Ecuador, su impacto en la liquidez y la sostenibilidad fiscal. Para ello, se implementan metodologías determinísticas y probabilísticas, considerando los precios del petróleo, costos financieros y la actividad económica como fuentes de riesgos fiscales. Así, la discusión de política contará con elementos para el diseño adecuado de medidas en su aplicación y magnitud.

Número de clasificación JEL: C25, E61, E62

Palabras clave: Riesgos fiscales, liquidez fiscal

Agradecimientos

Primeramente, agradezco a Dios este logro en mi vida. También quiero dar gracias a mi familia; y a la guía del Dr. Marco Missaglia y al apoyo brindado por parte de las Dras. Roberta Curiazi y Betty Espinosa, así como por sus gentiles comentarios al presente documento en sus versiones preliminares. Los errores, omisiones y puntos de vista expresados en el presente trabajo son de responsabilidad del autor, y no se deben vincular con la visión o planteamientos de mi empleador.

Introducción

En las economías modernas, incluyendo la de Ecuador, existen varios factores que han desencadenado severas crisis de finanzas públicas, tanto en países desarrollados, como en países en vías desarrollo. Estos son el endeudamiento procíclico y de corto plazo; la alta volatilidad en los términos de intercambio de materias primas; la materialización de pasivos contingentes; el drenaje de liquidez de mercados internacionales; y la existencia de equilibrios múltiples frente a necesidades de recolocación de deuda pública (crisis de confianza). Dichos factores, están asociados tanto con problemas de iliquidez como de solvencia a largo plazo (Reinhart & Rogoff, 2009).

Sin embargo, varios de estos elementos tienen características que, conceptualmente, los clasifican como hechos que no son independientes entre sí, sino que pueden ser simultáneos o subsecuentes. En particular, todos ellos refuerzan la idea de que los riesgos y vulnerabilidades fiscales de corto plazo, si no son evaluados, medidos y monitoreados mediante instrumentos precisos y en el tiempo adecuado, pueden acumularse de forma significativa. En consecuencia, se generarían presiones importantes sobre la solvencia y la sostenibilidad de las finanzas públicas.

Estas circunstancias se ponen de manifiesto en la economía ecuatoriana, pues a partir de 2014, se sintieron los efectos de la reducción en los precios del petróleo. Asimismo, hubo un incremento en los rendimientos de la deuda soberana, junto con un deterioro del riesgo país, y un bajo dinamismo de la recaudación tributaria subyacente, este último, asociado a la desaceleración económica. Dichas problemáticas representaron un incremento significativo de los niveles de riesgos de liquidez fiscal y vulnerabilidades macroeconómicas; actualmente, inclusive se observan dudas relevantes sobre la misma sostenibilidad fiscal del país. No obstante, las aportaciones teóricas y empíricas en Ecuador, en el campo de la evaluación y monitoreo de riesgos y vulnerabilidades fiscales, han sido nulas. Por lo tanto, su medición, seguimiento y evaluación, no fueron abordadas formalmente a través de estudios, o documentos públicos actualizados en el país.

El propósito del presente trabajo académico es construir herramientas analíticas que permitan la medición y monitoreo del riesgo de la liquidez del sector fiscal de Ecuador. Para esto, se partirá desde la elaboración de un modelo no paramétrico que incluye, de manera sintética, el

comportamiento de 6 variables relativamente exógenas, pero cruciales para el ámbito fiscal del país: tasa libor, precio del crudo, exportaciones petroleras, riesgo país, recaudación efectiva, y desembolsos de deuda externa. El indicador Beta que resulta de este modelo, por un lado es evaluado desde una perspectiva narrativa para el período comprendido entre marzo de 2015 y abril de 2017; y por otro lado, sirve como insumo para la construcción de modelos de regresión binaria probit. Con este último modelo, se pueden obtener mediciones puntuales del nivel de riesgo, y conocer los valores de las contribuciones marginales de variables explicativas de ambos modelos. Para finalizar, la combinación de pronósticos, a través de la construcción de ponderadores óptimos, produce una estimación específica para cada mes de evaluación.

En lo que a metodología respecta, se cuenta con al menos tres fortalezas relevantes, como la robustez desde la perspectiva teórica-analítica; una visión empírica de enfoque estructural de las finanzas públicas del país y su interrelación con la posición exógena de determinación externa a la economía local; y una solidez en las variables de actualización temporal que no muestran un rezago importante (constituyéndose así en una metodología de alertas tempranas). Sobre este último punto, se debe señalar que, si bien la perspectiva del análisis no es prospectiva, la misma refleja una idea clara de la medición y, en cierta forma, de la mitigación de riesgo de liquidez. Por esto, en un momento dado, estas fortalezas pueden constituir un marco normativo para la formulación y articulación de las políticas de corto plazo, abarcando los planteamientos plurianuales, garantizando así la sostenibilidad fiscal del país.

En cuanto a estructura, el presente trabajo está ordenado de la siguiente manera: La sección II detalla la revisión de la literatura, mientras que los aspectos metodológicos se desarrollan en la sección III. Por su parte, la sección IV muestra los principales resultados obtenidos a partir del análisis empírico y la modelización. Para finalizar, la sección V ofrece conclusiones y recomendaciones, seguidas por el anexo con los resultados econométricos correspondientes a la aplicación metodológica del documento.

Capítulo 1

Revisión de la literatura

Los países de Latinoamérica y el Caribe poseen una característica similar, particularmente en la estructura de sus economías, fuertemente vinculadas a esquemas productivos y exportadores. Estos últimos, apalancados a la comercialización de bienes primarios con bajos o nulos niveles de valor agregado. Dicho modelo de producción se denomina como modelo económico primario exportador, el cual es una fuente latente de vulnerabilidades y choques adversos -principalmente provenientes del deterioro de los términos de intercambio-, los cuales pueden afectar de forma general a este tipo de economías.

Adicionalmente, estos países enfrentan altos niveles de volatilidad en sus ingresos fiscales, dadas las fluctuaciones de los términos de intercambio (Arreaza, 2010). Sobre la base de estas características mencionadas y el impacto – restricciones que las mismas implican sobre las condiciones de desarrollo, durante las últimas décadas se han desarrollado importantes aportes desde la literatura de América Latina respecto del análisis de la vulnerabilidad externa a partir de modelos teóricos o aplicados, con el objeto de evaluar dichos impactos en magnitudes y dirección sobre las principales variables macroeconómicas de estos países; y finalmente su impacto sobre las condiciones de desarrollo.

En este sentido, desde una perspectiva macroeconómica la investigación desarrollada por Arreaza (2010) sobre *“Vulnerabilidad y resistencia de países exportadores de petróleo ante un choque adverso de los precios petroleros”* contextualiza la diferenciación de respuesta ante problemas exógenos de países emergentes (no petroleros) en comparación con países dependientes de las exportaciones de petróleo, concluyendo que en términos de vulnerabilidad y resistencia se estiman indicadores similares en cuanto a resistencia financiera y fiscal (exceptuando la resistencia en cuenta corriente y resistencia monetaria) esto debido a dos aspectos importantes: las características macroeconómicas pueden ser similares o, la coexistencia intrínseca de un sesgo de exportación por materias primas que conlleva a la utilización de políticas similares (como la endogenización de la política monetaria, asociada a objetivos de metas de inflación).

En esta misma línea, pero desde un enfoque estructuralista Valdecantos (2015) utiliza bases teóricas postkeynesianas para estudiar la dinámica productiva en conjunto con las

posibilidades de vulnerabilidad externa aplicando modelos *stock-flujo* para varias tipologías de países de la región. Concluyendo que, dada la heterogeneidad productiva ante caídas de precios en economías petroleras- mineras los rasgos de diversificación productiva son insuficientes lo cual torna a los países en excesivamente vulnerables deprimiendo al sector real y creando déficits de cuentas corrientes (presiones cambiarias) y efectos sobre el consumo vinculados con el deterioro de los salarios reales.

Por otro lado, desde una visión aplicada del análisis y seguimiento de las vulnerabilidades (riesgos) fiscales, se debe señalar que el estudio de los mismos hace referencia a la medición de la probabilidad de no alcanzar las metas de política económica en el ámbito fiscal; por tanto, se debería evitar niveles excesivos de déficit y endeudamiento pro cíclico. Asimismo, habría que velar para que la política fiscal contribuya a lograr una gestión eficaz de la demanda, y movilizar ingresos de manera que se pueda mantener tasas impositivas prudentes. De este modo, se generarían las menores distorsiones microeconómicas posibles (Hemming y Petrie 2000).

En este punto, cabe definir con mayor precisión esta diversidad de elementos y conceptos, pues son en la mayoría de casos son usados indistintamente, causando confusión en los análisis de riesgo y sostenibilidad de las finanzas públicas. Entonces, desde una visión de largo plazo, la condición de solvencia fiscal se refiere al valor presente de los gastos primarios descontados, el cual no excede al valor presente neto de los ingresos, descontando el endeudamiento inicial. Mientras que, desde una visión de corto plazo, la condición de liquidez fiscal significa una condición donde los activos líquidos, así como el financiamiento disponible, permiten recolocar o servir oportunamente la maduración de los pasivos. De estos conceptos se desprende uno adicional, que es la vulnerabilidad fiscal, la cual se refiere al riesgo del incumplimiento de las condiciones de solvencia o liquidez, y también comprende al inicio de un episodio de crisis por parte del Estado deudor (IMF 2002).

Prosiguiendo con esta revisión de la literatura, en un contexto de déficit y endeudamiento, la evaluación de vulnerabilidades fiscales se encuentra supeditada en gran medida a la situación fiscal inicial. No hay que descuidar tampoco las trayectorias de déficit fiscal propuestos para el mediano plazo, o las exigencias de pago de los pasivos contingentes, ni la volatilidad del gasto. En cambio, hay que atender el análisis de las deficiencias fiscales estructurales, pues se enfoca en la evaluación de gastos no discrecionales de gran magnitud, en la inestabilidad de

las bases tributarias, y en las limitaciones en la capacidad de gestión fiscal (Hemming y Petrie 2000).

Desde el ámbito empírico, en los últimos años, se han ejecutado diversos tipos de análisis sobre los fundamentos del concepto Sistemas de Alerta Anticipada, los cuales buscan prever problemas de liquidez. Su objetivo es evitarlos, o al menos, reducir sus efectos económicos, tal como menciona Medina (2004, 1). Adicionalmente, Medina y Vicens (2006, 94-95) afirman que todo Sistema de Alerta Anticipada es útil como método sistemático, objetivo y consistente, aunque, bajo los mecanismos en exactitud de predicción, pueden tener resultados mixtos. El enfoque de señales emite una alerta cuando se supera determinado umbral, que es definido en un contexto para entender la diferenciación entre tiempos de crisis o no estrés estructural de liquidez.

Cabe indicar que, para el caso ecuatoriano, no se han desarrollado estudios empíricos que, partiendo desde la modelización, muestren herramientas que midan o permitan monitorear la posible materialización de problemas de liquidez de la caja fiscal. Tampoco se han incluido variables exógenas, o de bajo control doméstico como las explicativas de modelos no paramétricos y econométricos para la evaluación de riesgos fiscales de liquidez.

Capítulo 2

Metodología

La metodología del presente trabajo académico parte de un cálculo no paramétrico para ejecutar, posteriormente, la estimación de modelos paramétricos a partir de técnicas econométricas. Para esto, primeramente se analizan las posibles señales de alerta de problemas de liquidez en la caja fiscal del Ecuador, determinadas por un indicador llamado *Beta*, que es una proxy de los niveles de liquidez de la Cuenta Corriente Única del Tesoro Nacional¹. A continuación, se crea una variable dependiente *dummy* a partir de los resultados arrojados de la posición del *Beta*, la cual permitirá la aplicación de los modelos probabilísticos estimados mediante las técnicas de Máxima. Finalmente, se utiliza una combinación de pronósticos, que permite reducir los errores y crear mejores predicciones.

Para la construcción del modelo bajo la consideración de Alerta Anticipada, se debe identificar por definición al indicador denominado *Beta* en el período t o βt (Índice compuesto de riesgo al mes t). Este periodo es un generador de señales de alerta de posibles presiones sobre la liquidez fiscal ecuatoriano, construido analíticamente de la siguiente manera:

¹ La Cuenta Corriente Única del Tesoro Nacional (CCUTN), es una cuenta, que se constituye en el mecanismo a través del cual se administran (registran ingresos y ejecutan pagos) los recursos del Presupuesto General del Estado en el Ecuador. El responsable de la administración de la misma se encuentra a cargo del ministro rector de las finanzas públicas del país.

2.1. Fórmula de Cálculo del Indicador Beta

$$\theta i_1 = L3m_t > \left[\frac{L3m_t + L3m_{t-1} + \dots + L3m_{t-181}}{180} \right] + \sqrt{\sum_{i=0}^{179} \frac{(L3m_{t-i} - L3m_t)^2}{180}} \quad (1)$$

$$\beta t = \frac{\sum_{i=1}^6 \theta i}{6}$$

{Donde i=1 si:
caso contrario
i=0}

$$\theta i_2 = Pc_t < \left[\frac{Pc_t + Pc_{t-1} + \dots + Pc_{t-2}}{3} \right] - \sqrt{\sum_{i=0}^2 \frac{(Pc_{t-i} - Pc_t)^2}{3}} \quad (2)$$

$$\theta i_3 = Xp_t < \left[\frac{Xp_t + Xp_{t-1} + \dots + Xp_{t-2}}{3} \right] - \sqrt{\sum_{i=0}^2 \frac{(Xp_{t-i} - Xp_t)^2}{3}} \quad (3)$$

$$\theta i_4 = [k + EMBIGLatin_t] - EMBIGEcu_t < 0: k=290 \quad (4)$$

$$\theta i_5 = Dd_t = \left\{ \frac{\sum_{i=0}^5 d_{t-i}}{\sum_{i=12}^{17} d_{t-i}} \right\} < 0,5 \quad (5)$$

$$\theta i_6 = R_t = \left\{ \frac{\sum_{i=0}^2 r_{t-i}}{\sum_{i=12}^{14} r_{t-i}} \right\} < 1 \quad (6)$$

Donde:

βt : Índice compuesto de riesgo al mes t.

θi : Variable binomial que representa a una de las 6 variables del indicador.

$L3m_t$: Tasa libor a 3 meses al cierre de mes t.

Pc_t : Precio de exportación promedio de la sesta de crudo ecuatoriano en el mes t.

Xp_t : Precio de exportación promedio en el mes t.

$EMBIGLatin_t$: EMBI Global América Latina al cierre del mes t.

$EMBIGEcu_t$: EMBI Global Ecuador al cierre del mes t.

k: Valor histórico constante (desviación estándar EMBI).

Dd_t : Indicador de desembolsos de deuda externa en el mes t.

d_t : Desembolsos de deuda externa en el mes t.

R_t : Indicador de recaudación efectiva de tributos en el mes t.

r_t : Recaudación efectiva de tributos en el mes t.

Cada una de las variables θ_i toma un valor de 0 o 1, según su condicionalidad implícita, donde, la sumatoria final de los valores de cada θ_i , en un período t , conforma la herramienta para identificar los posibles riesgos de liquidez, en función del estado que tomen las variables analizadas. Cabe recalcar que estas variables se encuentran racionalizadas a una escala 0-1, además, el $Beta$ constituye una variable discreta por definición.

Para obtener una medición porcentual, la variable dependiente $Beta \left(\frac{\sum_{i=1}^6 \theta_i}{6} \right)$, al ser multiplicada por 100, emite la posibilidad de riesgo de liquidez. Es así que la variable toma valores desde el 0% (si ninguna variable independiente emitió una alerta) hasta el 100% (si las seis variables se ubicasen en niveles de riesgo considerable).

Por definición, el indicador $Beta$ se encuentra en una escala porcentual, entonces se procede a convertir la variable en una binomial, la cual permita estructurar los modelos probabilísticos de la siguiente manera:

$$\text{Si } \beta > 0,5 \therefore \beta = 1 \quad (7)$$

$$\text{A su vez, } \beta \leq 0,5 \therefore \beta = 0 \quad (8)$$

Pero, ¿qué determina realmente que cuando el $\beta > 0,5$, la variable en binomial tome el valor de 1? La respuesta a dicha inquietud es simple: el $Beta$ es un proxy de la CCUTN, pues al desarrollar un enfoque de minimización de errores (Tipo I y Tipo II) el $\beta > 0,5$, este proxy emite una señal adecuada (síntoma) de la existencia de posibles problemas de liquidez en la caja fiscal (contextualizado de forma aplicada por los niveles de liquidez de la CCUTN). Por tanto, constituye un umbral idóneo que permite establecer si un período exhibe riesgo o no. Al obtener la variable *dummy*, se puede construir un modelo probit como un modelo de probabilidad condicional. En dicho modelo, la variable dependiente (en este caso el $Beta$) toma el valor de 0 o 1. A continuación, se detalla el aspecto conceptual del modelo probit implementado.

2.2. Modelo Probit

El desarrollo de un Probit se basa en un modelo latente (donde se analiza una variable I o variable de riesgo) de elección discreta, caracterizado como un modelo de probabilidad según

Aldrich y Nelson (1984:48- 50). Este exhibe una distribución normal para los residuos, dado por la siguiente representación:

$$P (y= 1 \mid x) = P (y_i^* > 0 \mid x) \quad (9)$$

$$= P (x_i'\beta + \epsilon_i > 0 \mid x) \quad (10)$$

$$= P (\epsilon_i > - x_i'\beta \mid x) \quad (11)$$

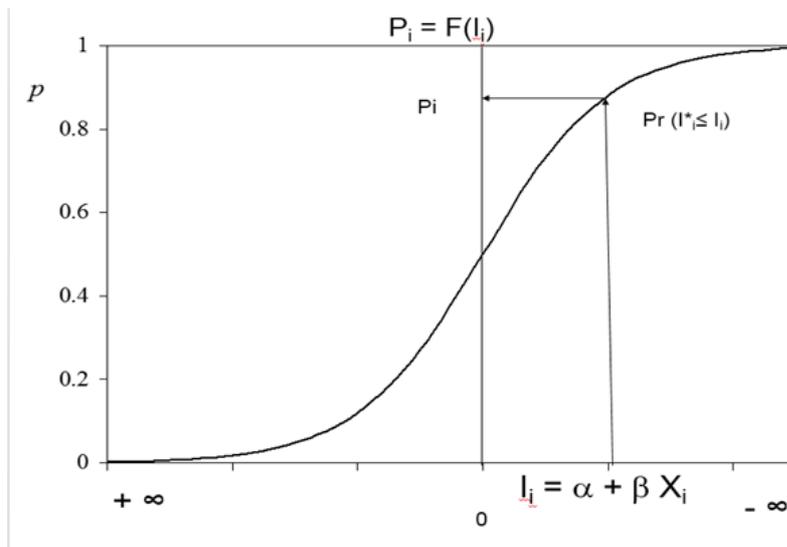
$$= 1 - F (- x_i'\beta) \quad (12)$$

La interpretación de este modelo muestra la medición de la probabilidad media de la posible ocurrencia de un evento riesgo, dados distintos valores para un vector x de variables explicativas (mostrando estimaciones ubicadas dentro de un intervalo cerrado comprendido entre 0 y 1). Ante la evaluación, se puede reconocer la existencia de una función asociada a la perturbación aleatoria ϵ_i (que finalmente será la función de distribución $F (- x_i'\beta)$ que suponga la probabilidad inmersa), la cual se puede tipificar como una distribución normal para la construcción del probit, tal como sostiene Medina (2003, 3-4). El cálculo de la probabilidad se ejecuta a través de la implementación de la función de distribución acumulativa de una normal, evaluada entre $-\infty$ e I^* , dados un:

$$Y_i = \int_{-\infty}^{a+bx} \frac{1}{(2p)^{1/2}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds + \epsilon_i \quad (13)$$

Donde s es una variable instrumental de integración con media 0 y varianza 1. El siguiente gráfico muestra la función de distribución acumulativa aplicada en el modelo probit:

Gráfico 3.1. Función de distribución normal acumulada



Fuente: Aldrich y Nelson (1984)

El Gráfico 3.1 indica aspectos importantes para el análisis. En primer lugar, cuanto mayor es el índice (determinado por la/s variable/s explicativa/s), mayor es la probabilidad de ocurrencia de un evento particular (para el caso de estudio se incrementa la probabilidad de tener riesgos de liquidez de caja fiscal). Asimismo, al plantear un umbral crítico ($\beta > 0,5$), es posible encontrar diversos modelos que permitan hallar probabilidades claras de señales de alerta.

Adicionalmente, otro de los beneficios de la construcción de este tipo de modelos de probabilidad radica en encontrar el efecto marginal de cambio en un repesor en la probabilidad condicional, donde $y = 1$ (Tello y Ávila 2017, 91). La construcción del efecto marginal viene dado por el efecto de la k -ésima variable explicativa *ceteris paribus*, constituida por:

$$\frac{\partial F(x_i; \beta)}{\partial x_{ik}} = \varphi_i \beta_k \quad (14)$$

Siendo φ_i la función de densidad de la distribución normal tipificada, y donde la interpretación de los efectos marginales señala la variación de la probabilidad de forma porcentual, dados un conjunto de valores para el vector de variables explicativas.

Cabe señalar que los valores de ϵ_i solo pueden tomar dos valores: 0 y 1; por lo cual, estimaciones según el enfoque de Mínimos Cuadrados Ordinarios, pueden resultar inadecuadas para el efecto. Es necesario estimar el modelo por Máxima Verosimilitud, que

promueve una perspectiva propicia ante modelos con variable dependiente binaria (Hosmer, Lemeshow y Stanley, 2013). El desarrollo de este último modelo se explica en la siguiente sección.

2.3. Sistemática genérica de Máxima Verosimilitud (MV): una revisión para este estudio

Pindyck y Rubinfeld (2001, 278-285) mencionan que la metodología de MV es conveniente de emplear cuando la variable dependiente es dicotómica, y si además posee una distribución no lineal como probit, logit, Poisson, o si es binomial. En este sentido, MV toma en cuenta modelos no lineales, para lo cual se supone una variable:

$$\begin{array}{l}
 X_n = (X_1, X_2, \dots, X_n) \\
 \text{Con una función de distribución} \\
 f(X_n, \theta)
 \end{array}
 \left. \vphantom{\begin{array}{l} X_n = (X_1, X_2, \dots, X_n) \\ \text{Con una función de distribución} \\ f(X_n, \theta) \end{array}} \right\} \text{i.i.d (independiente e} \\
 \text{idénticamente} \\
 \text{distribuida)}$$

Para entender de mejor manera la organización de desarrollo de MV, hay que partir de las siguientes definiciones y pasos para calcular:

1. Función de verosimilitud:

Como inicio se conoce que la función de verosimilitud es una función conjunta de:

$$\prod_{i=1}^n f(x, \theta) = \log(x, \theta) \quad (15)$$

Donde:

$\prod_{i=1}^n$ = Multiplicatorio de la variable independiente

x = variable de interés

θ = Parámetros relevantes de la distribución

\log = Log- verosimilitud

Entonces, la función estándar al vector x responde a θ como los parámetros que reconocen a esa propia distribución, donde constituyen una relación de igualdad con el logaritmo de la función, refiriéndose a la función propia de verosimilitud.

2. Logaritmo natural de la función de verosimilitud

Desde la percepción empírica, Hassan (2008, 70) alude que el logaritmo natural de la función de verosimilitud permite desarrollar mecanismos importantes, con los que luego se puede

encontrar la función maximizadora. El autor reconoce la función de MV de la siguiente forma:

$$\ln [\prod_{i=1}^n f(x, \theta)] = \log(x, \theta) = \ln(\log(x, \theta)) \quad (16)$$

Donde:

\ln = Logaritmo natural

3. Función Score

Consiste en encontrar la función maximizadora, *función score*, definida como la primera derivada de la función del logaritmo natural de la función de verosimilitud (Evans y Rosenthal, 2005, 333) Esta se obtiene luego del Logaritmo natural de la función de verosimilitud, obtenida en el paso anterior. La función *score* es igual a:

$$\frac{\partial \log(x, \theta)}{\partial \theta} = \frac{\partial \ln(\prod_{i=1}^n f(x, \theta))}{\partial \theta} = \frac{\partial \ln(\log(x, \theta))}{\partial \theta} \quad (17)$$

4. Estimador de MV:

Se obtiene al despejar el parámetro de interés, igualando la función a cero, para tener el máximo:

$$\theta_{MV} \arg \max_{\theta \in I} [\ln(x, \theta)] \quad (18)$$

Franco y Zuluaga (2005, 72) aluden que el argumento máximo del θ que pertenece a los parámetros, cumple con las siguientes propiedades:

- El estimador de MV es consistente (por construcción), entonces la función es consistente.
- No siempre es insesgado, pero cuando lo es, tiene máxima varianza (cuando alcanza la cota de Grammer).
- Invarianza -con un estimador de MV consistente-, y la función del estimador va a ser consistente a la función de parámetro.

5. Matriz de información:

Finalmente, en MV se encuentra la matriz de información, conocida como el cálculo para la varianza - covarianza del estimador, calculado a través de la inversa de Fisher.

$$\left[-E\left(\frac{\partial^2 \ln(x,\theta)}{\partial^2 \theta}\right)\right]^{-1} \quad (19)$$

Este se determina como la inversa de Fisher de la esperanza (E) de la segunda derivada de la función de verosimilitud. El cálculo de la varianza es fundamental, ya que permite realizar una inferencia estadística, a partir de la muestra.

Tras obtener diversos modelos probit desde el desarrollo más apropiado por MV, existe la posibilidad de desarrollar una combinación de los pronósticos de los N modelos construidos. Dicha combinación permitiría crear mejores predicciones que las individuales y, en cierta medida, recogerían el riesgo inherente a las mediciones.

2.4. Combinación de pronósticos

Los pronósticos de variables macroeconómicas constituyen uno de los principales objetivos de análisis en varios tipos de estudios económicos (Castaño y Melo 2010, 2). En particular, para la estimación de modelos en base a una estructura combinada, existen varias técnicas, como la modelización a través de pronósticos insesgados. Al respecto, Bates y Granger (1969) sugieren que los k pronósticos de los modelos son insesgados si su error medio de predicción es cero, donde la combinación es:

$$y_t = \beta_1 f_t^1 + \beta_2 f_t^2 + \dots + \beta_k f_t^k \quad (20)$$

Considerando que:

$$\sum_{i=1}^k \frac{\beta_1 f_t^1 + \beta_2 f_t^2 + \dots + \beta_k f_t^k}{f_t^1 + f_t^2 + \dots + f_t^k} = 1 \quad (21)$$

La sumatoria de ponderadores es igual a 1, aunque se debe señalar que en la práctica se utiliza mínimos cuadrados restringidos. No obstante, Castaño y Melo (2010, 2-3) afirman que no existen razones que aseguren el insesgamiento de todos los pronósticos individuales, desde este enfoque. Según Elliot (2011, 4-6), utilizando la estructura de Bates y Granger, bajo la disposición de propiedades con una función de pérdida cuadrática media, es posible extender la combinación de un vector m con un pronosticado h de las provisiones, en resultados de $y_t + h$. Con ello se definiría el vector m del pronóstico de errores $e_{t,h} = l_m y_{t+h} - f_{t,h}$ donde l_k indicará la longitud del vector en términos de k , creando proyecciones más idóneas. Por otro lado, Elliot (2011, 4-6) considera un pronóstico combinado $w_o + w' f_{t,h}$ donde w_o es una constante, y w es un vector de pesos. El pronóstico combinado puede escribirse:

$$y_{t+h} - w_0 - w'f_{t,h} = y_{t+h} (w'l_m - 1) - w_0 + w' (l_m y_{t+h} - f_{t,h}) \quad (22)$$

$$y_{t+h} - w_0 - w'f_{t,h} = (y_{t+h} (w'l_m - 1) + E [(e_{t,h})] - w_0) + w' (e_{t,h} - E (e_{t,h})) \quad (23)$$

Entonces, el error cuadrático medio (MSE- Mean Square error) bajo la suma de los ponderadores sería igual a 1 cuando la $E (e_{t,h}) = u$; no obstante, el problema radica en el cálculo a través del dato de la restricción de coeficientes, en cuyo caso, los pesos podrían construirse considerando la regresión y_{t+h} sobre una constante $f_{t,h}$, tal como proponen Bates y Granger (1969). Al no poder asegurar el insesgamiento de los pronósticos individuales, por mínimos cuadrados restringidos, Granger y Ramanathan (1984) resuelven este inconveniente a través de ponderaciones obtenidas por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Los autores mencionan que frecuentemente se encuentran pronósticos combinados insesgados, con un error cuadrático inferior a través de la siguiente combinación:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 f_t^1 + \beta_2 f_t^2 + \dots + \beta_k f_t^k + e_t \quad (24)$$

Reiterando que las ponderaciones vienen dadas por β_j y los pronósticos por f_t^j , notando que los ponderadores ya no suman necesariamente, deben sumar la unidad (Castaño y Melo, 2010: 6). Al incluir los pronósticos individuales que se encuentran correlacionados entre sí, la metodología de combinación dinámica puede crear pronósticos mejorados que permitan *blanquear* los residuos sobre los parámetros (Xiaoqiao 2009, 9).

Bajo estas consideraciones, se plantea una modificación para obtener ponderadores óptimos para el ejercicio de combinación de pronósticos, mediante la resolución de un problema de optimización estática del tipo:

$$Min: [(\sum_{i=1}^k B_i f_t^i) - Beta_t] \quad (25)$$

$$Dado que: B_i \geq 0; i = 1, \dots, k \quad (26)$$

Capítulo 3

Resultados

Ahora, tanto desde la visión teórica como metodológica, se ha expuesto la importancia de la identificación e inclusión de determinadas variables que se constituyen en fuentes (relativamente exógenas) de riesgos y choques para las finanzas públicas del Ecuador. Estas mismas variables son fundamentales para la medición original del indicador denominado Beta, el cual se construye de forma aditiva, partiendo de la evaluación mensual de cada una de las variables incluidas en el indicador. Esta evaluación corresponde a los umbrales de evaluación dinámicos, elaborados para cada variable (revisar la sección del Anexo correspondiente al análisis gráfico de la construcción de umbrales). Muchas de estas variables mencionadas son incluidas de forma directa o indirecta en los modelos econométricos probabilísticos.

De esta manera, antes de realizar la exposición de los resultados obtenidos tanto para la revisión no paramétrica (Indicador Beta), como de los efectos marginales y estimaciones combinadas de pronósticos de los modelos probit, a continuación se muestra, en forma narrativa el comportamiento de las variables fundamentales del indicador Beta. Esto se hace para disponer un contexto más claro sobre el desempeño de dichas variables, y entender su implicancia para las finanzas públicas del país durante el período de análisis.

3.1. Narrativa del desempeño de las variables

EMBI

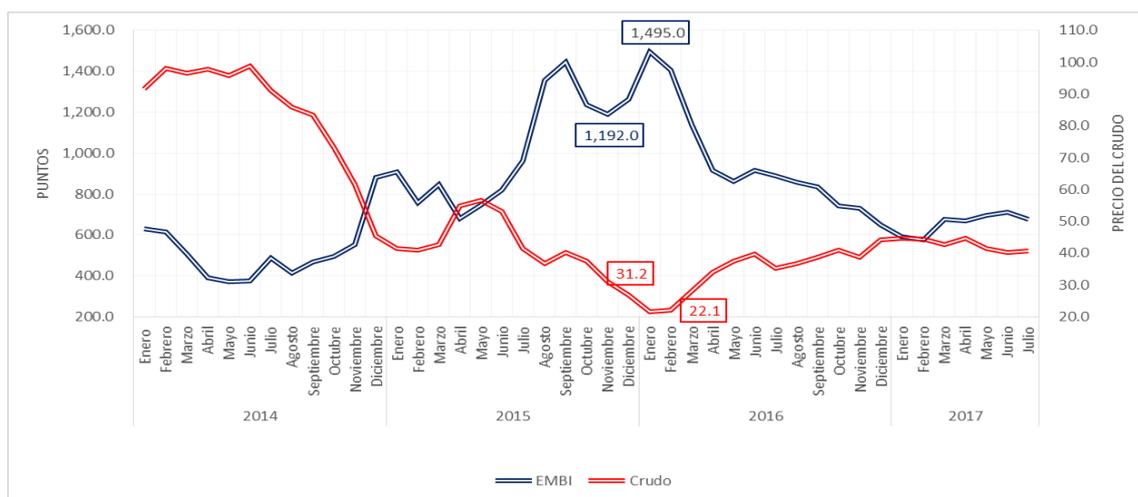
El Emerging Markets Bonds Index (EMBI) es un índice que refleja el flujo de los precios de los títulos negociados por un país. Este crece cuando no existe una certeza de pago suficientemente adecuada respecto de las obligaciones soberanas, y disminuye de forma análoga cuando la probabilidad de honrar sus deudas aumenta.

Un aspecto importante, perceptible durante el período de análisis, es la relación inversa empírica observada entre el precio del crudo y el riesgo país (correlación negativa). Ante esto, se presumiría la existencia de una relación de causalidad, misma que vendría desde los precios del petróleo hacia el riesgo país en el caso ecuatoriano. Esto se explica por una disminución en los precios del petróleo, la cual genera problemas de liquidez a las finanzas

públicas del país; además, compromete la capacidad de repago de la deuda pública en plazo y forma.

El Gráfico 4.1. permite apreciar claramente la relación inversa -señalada con anterioridad- existente entre el EMBI y el precio del barril de petróleo nacional. Es decir, cuando el precio de esta materia prima disminuye, el riesgo país se incrementa, y viceversa. Además, este comportamiento se evidencia de forma más notoria cuando el pico más alto del riesgo país, en enero de 2016 (1.495,0 puntos), contrasta con el nivel más bajo del precio de petróleo (USD/barril 21.6) en el mismo mes. Todo este procedimiento se produce durante el período septiembre 2015 – febrero 2016, época en que se reporta mayores niveles de riesgo sobre los niveles de liquidez de las finanzas públicas del Presupuesto General del Estado del país.

Gráfico 4.1. Crudo Ecuatoriano/EMBI en dólares y puntos
Enero 2014 - abril 2017



Fuente: Reuters y Banco Central del Ecuador (BCE)

Tasa libor (3 meses)

Por otro lado, se debe señalar que la tasa Libor instituye una tasa referencial para el mercado interbancario de Londres, misma que se utiliza generalmente para la construcción de contratos de préstamos a tasas flotantes (Kiff, 2012).

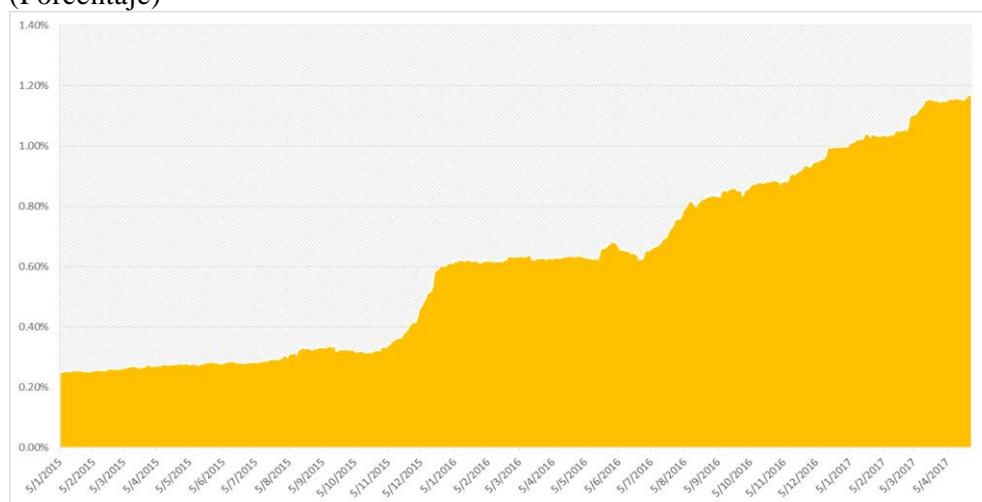
Esta tasa es de gran importancia para el endeudamiento público de Ecuador, ya que gran parte de la deuda soberana, contratada a tasas móviles, se encuentra indexada en cierta forma a la tasa Libor. Por tanto, un aumento o disminución de la Libor a 3 meses

impactaría directamente a las obligaciones contraídas por el país, bien abaratando el servicio de la deuda (disminución de la tasa) o bien encareciéndola (aumento de la tasa).

Con este antecedente, durante el período entre septiembre de 2015 y febrero 2016, dicho indicador mostró una incidencia de riesgo, la cual se recoge claramente en el Gráfico 4.2. En este gráfico analiza la forma en la que la tasa libor se incrementa notablemente durante septiembre de 2015, hasta estabilizarse en febrero 2016, fecha que coincide con la incidencia de riesgo generada en el mapa de calor. Además, también concuerda con la drástica caída del precio del petróleo, aspecto que se detallará en la siguiente sección.

La tasa libor a 3 meses, de septiembre 2015 a abril 2017, se ha incrementado en 1 punto porcentual aproximadamente. Paralelamente, se observaba la materialización gradual del incremento de las tasas de política monetaria, particularmente en la Reserva Federal y en los procesos monetarios expansivos importantes en la zona Euro².

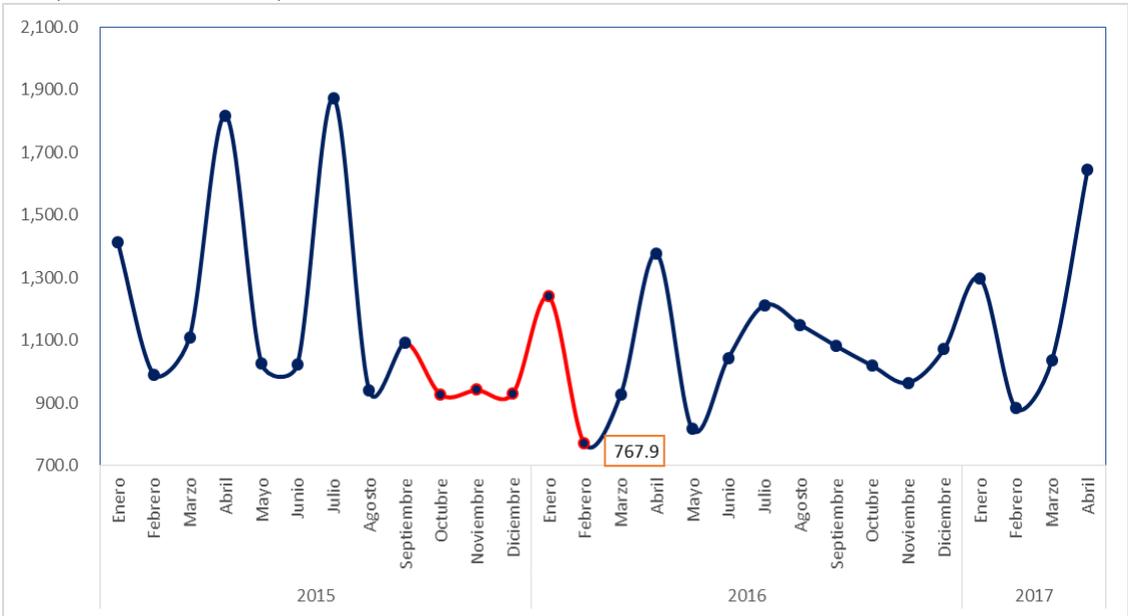
Gráfico 4.2. Evolución de la Tasa Libor a 3 meses.
Abril 2015 - junio 2017
(Porcentaje)



alterar las decisiones de política pública que lleva a cabo el Gobierno Nacional. Todo esto, partiendo de una dimensión netamente fiscal de los impuestos.

En el Gráfico 4.3. se puede notar claramente que durante el período analizado existe un lapso donde los tributos alcanzaron los niveles más bajos en recaudación, desde el enero 2015 a abril de 2017. Este fenómeno se explica por una caída en la demanda agregada del país, dadas las expectativas con tendencia a la baja ocasionada por efectos indirectos de la caída del precio del petróleo (mapa de calor). Es así que febrero de 2016 fue el mes que registró el nivel más bajo de recaudación, con 767.9 millones de dólares dentro del período de análisis.

Gráfico 4.3. Recaudación Efectiva. Enero 2015 - abril 2017 (Millones de USD)



Fuente: SRI

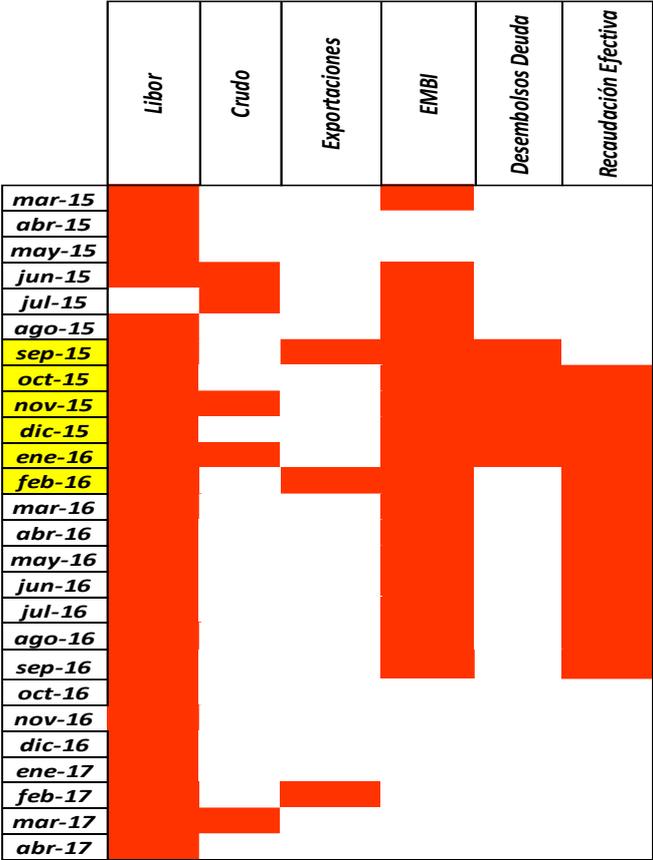
3.2. Representación gráfica del indicador beta

A continuación, se muestra la representación gráfica de un mapa de calor en el que se evalúa, estadísticamente, el comportamiento de las seis variables analizadas con anterioridad, mismas que conforman el indicador *Beta* (tasa libor, precio del petróleo, volumen exportado de petróleo, riesgo país (EMBI), desembolsos de deuda pública y recaudación tributaria). En este aspecto, el siguiente gráfico muestra todas las variables analizadas en un período de tiempo. De esta manera, si existe un mes en el que una de estas variables se encuentra pintada de color anaranjado, implica que, conforme a la metodología utilizada (revisar metodología del indicador *Beta*- Sección III y análisis de

umbrales en el Anexo), este puede haber superado el umbral empírico definido, e indicar la existencia de un posible riesgo para el sector fiscal en un mes específico.

Durante el período marzo 2015- abril 2017, se observa que los principales indicadores que han mostrado una mayor incidencia de riesgo para el sector fiscal han sido la tasa libor, el EMBI, y la recaudación efectiva.

Gráfico 4.4. Mapa de Calor de Riesgos Mensuales. Abril 2015-2017



Fuente: MEF

En el anterior gráfico, se observa que en el período de septiembre 2015 a febrero 2016 las finanzas públicas de Ecuador atravesaron los meses de mayor riesgo durante todo el periodo de análisis, en un momento cuando la economía nacional se vio expuesta a una intensidad más alta en sus indicadores. Esto evidenció varios problemas en relación con los cambios en la tasa libor, el precio del crudo, el riesgo país, los desembolsos de deuda, y la recaudación efectiva. El indicador *Beta* alcanzó niveles del 83,3% para noviembre

2015 y enero 2016, respectivamente, que muestran los lapsos de mayor riesgo de liquidez para las finanzas públicas del país dentro del período analizado.

3.3. Modelos probit: efectos marginales y combinación de pronósticos

Se desarrollaron cinco modelos probit a partir del análisis de la variable latente que emite señales respecto del estado de la liquidez en la caja fiscal. Estos modelos tienen como variable dependiente al indicador construido *Beta* (en versión binomial), y en cada exploratorio se incluyeron los efectos marginales, junto con una clasificación estadística de acierto en cuanto a la estimación en probabilidad de que el modelo sea correctamente identificado. A continuación, se muestra la representación analítica de los modelos y sus principales resultados:

Modelo 1:

$$Beta_t = \alpha + \alpha_1 ccu1_t + u_t \quad (27)$$

Donde:

α = Intercepto

Beta = 1 cuando existe señal de crisis

Beta = 0 cuando no existe señal de crisis

ccu1 = Saldo en USD de la CCUTN

Modelo 2:

$$Beta_t = \alpha + \alpha_1 xpet_t + u_t \quad (28)$$

Donde:

Beta = 1 cuando existe señal de crisis

Beta = 0 cuando no existe señal de crisis

xpet = Exportación de petróleo en USD

Modelo 3:

$$Beta_t = \alpha + \alpha_1 ccu1_t + \alpha_2 xpet_t + u_t \quad (29)$$

Donde:

Beta = 1 cuando existe señal de crisis

Beta = 0 cuando no existe señal de crisis

ccu1 = Cuenta Corriente Única del Tesoro Nacional

xpet = Exportación de petróleo en USD

Modelo 4:

$$Beta_t = \alpha + \alpha_1 ideac_t + \alpha_2 gfinancieros_t + \alpha_3 tyd_t + \alpha_4 amortizaciones_t + \alpha_5 bonosinternos_t + \alpha_6 bonosexternos_t + \alpha_7 tcr_t + u_t \quad (30)$$

Donde:

Beta = 1 cuando existe señal de crisis.

Beta = 0 cuando no existe señal de crisis.

ideac = Índice de Actividad Económica Coyuntural.

gfinancieros = Gastos Financieros del Presupuesto General del Estado.

tyd= Transferencias y Donaciones (Capital e Inversiones).
amortizaciones= Amortización de la Deuda Pública.
bonosinternos= Emisión de Bonos Nacionales (internos).
bonosexternos = Emisión de Bonos Internacionales (externos).
tcr= Tipo de Cambio Real.

Modelo 5:

$$Beta_t = \alpha + \alpha_1 ideac_t + \alpha_2 gfinancieros_t + \alpha_3 tyd_t + \alpha_4 xpet_t + u_t \quad (31)$$

Donde:

Beta = 1 cuando existe señal de crisis

Beta = 0 cuando no existe señal de crisis

ideac = Índice de Actividad Económica Coyuntural

gfinancieros = Gastos Financieros del Presupuesto General del Estado

tyd= Transferencias y Donaciones (Capital e Inversiones)

xpet= Exportación de petróleo

Tabla 1. Resultados

Modelo	VARIABLES INDEPENDIENTES	Pseudo R	z	P > z	Efecto Marginal	Clasificación Estadística
Modelo I	<i>ccul</i>	0,1313	2,1	0,036	42,5%	69,23%
Modelo II	xpet	0,4817	-2,88	0,004	-0,4%	84,62%
Modelo III	<i>ccul</i>	0,5494	1,47	0,141	38,2%	80,77%
	xpet		-2,49	0,013	-0,4%	
Modelo IV	ideac	0,6342	-1,91	0,056	-8,2%	88,46%
	gfinancieros		1,58	0,114	1,0%	
	tyd		-1,66	0,097	-0,5%	
	amortizaciones		1,3	0,194	0,1%	
	bonosinternos		-1,02	0,306	-0,1%	
	bonosexternos		-1,45	0,146	-0,1%	
tcr	1,13	0,26	28,6%			
Modelo V	ideac	0,6742	-0,73	0,465	-1,7%	88,46%
	gfinancieros		1,97	0,049	0,4%	
	tyd		-1,14	0,252	-0,1%	
	xpet		-2,39	0,017	-0,6%	

Fuente: MEF

El Pseudo R se encuentra basado en los kernels del log-verosimilitud; al pasar un intervalo entre el 0,2 y 0,4 se estima un modelo con buenos poderes de predicción (Veall y Zimmermann, 1992). Los modelos II, III, IV y V poseen un gran poder de predicción y ajuste, aunque se debe considerar que el primer modelo la *ccul*³ es estadísticamente significativo (asociada a la verificación de la hipótesis por la prueba z). No obstante, el grado de ajuste de este primer modelo es relativamente bajo (0,1313), con un efecto marginal que, desde una visión economicista, muestra resultados espurios.

En el Modelo V la probabilidad de problemas de riesgo de liquidez ($Beta = 1$) es de 0,4%, dada la probabilidad media de los covariados (manteniendo todas las variables independientes en sus valores medios) y que la variable sea gastos financieros. En otros términos, la probabilidad de posibles riesgos de liquidez aumenta conforme se incrementan los gastos financieros; *ceteris paribus* el $Beta = 1$ es -0,6% según la probabilidad media de los covariados, y que la variable independiente sea exportaciones de petróleo. Esto conlleva a

³ La variable *ccul* es el resultado del saldo promedio de Cuenta Corriente Única del Tesoro Nacional en función de la proporción con su año inmediato anterior en t-1.

inferir que un incremento en las exportaciones de petróleo reduce la probabilidad de materialización de estrés de liquidez para las finanzas públicas del país. En breve, los covariados que emiten una mayor probabilidad de $Beta = 1$ son: exportación de petróleo, gastos financieros, el IDEAC, y el Tipo de Cambio Real (véase modelo IV) que, pese a su no significancia estadística, se estima una probabilidad del 28,6%.

Para el modelo V, la clasificación de predicciones positivas es del 86,67%, y en predicciones negativas, del 90,91% (Anexo 1), con clasificaciones correctas del 88,46% (Tabla 1).

Tras obtener el resultado de los cinco modelos probit se estima la combinación de pronósticos, según la metodología de Granger y Ramathan de la siguiente manera:

$$Beta_t = \gamma_1 f_t^1 + \delta_2 f_t^2 + \varepsilon_3 f_t^3 + \omega_4 f_t^4 + \tau_5 f_t^5 + \rho y_t + v_t \quad (32)$$

Donde:

f_t^k = Ponderador del pronóstico

γ_1 = Modelo I

δ_2 = Modelo II

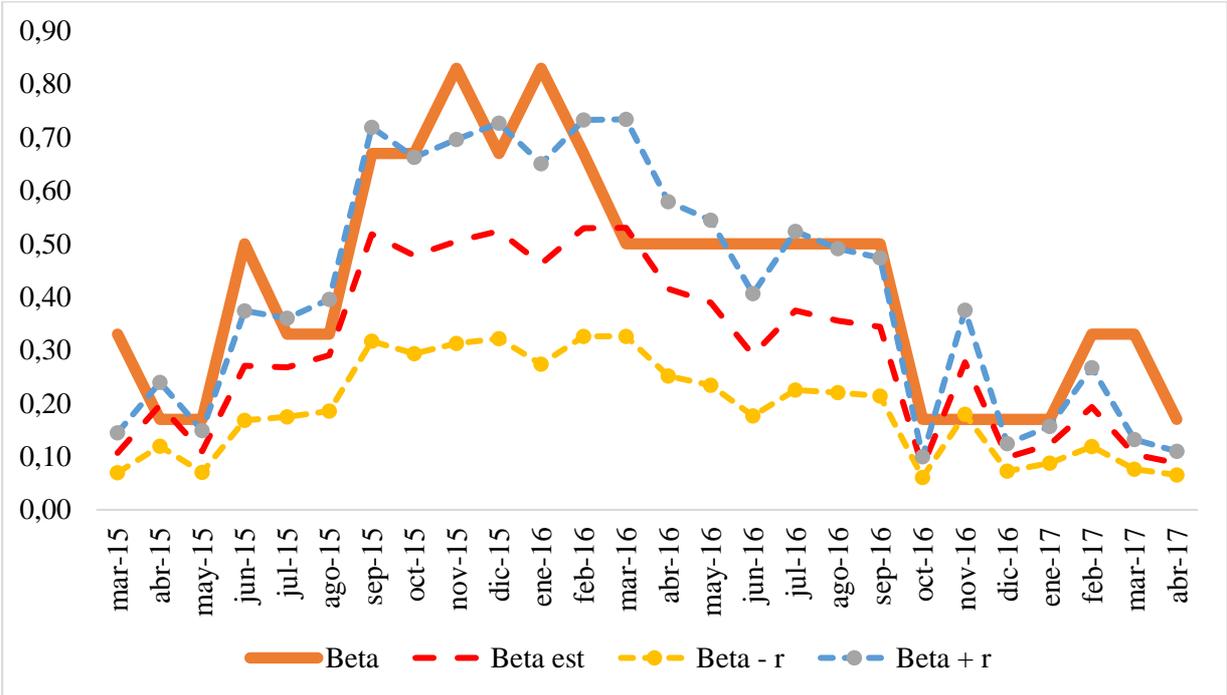
ε_3 = Modelo III

ω_4 = Modelo IV

τ_5 = Modelo V

$\rho y_t + v_t$ = Residuo

Gráfico 4.5. Combinación de Pronósticos



Fuente: MEF

Al hacer los pronósticos combinados de la metodología de Granger y Ramathan (1984), se obtuvo un Beta estimado (Beta est) que se puede observar en el Gráfico 4.5, mismo que sigue una tendencia similar a la variable *Beta* en cuanto a comportamiento, particularmente en los períodos de estrés fiscal.

A su vez, se construyó un intervalo de confianza para el indicador elevado, a partir de +/- 0,5 desviaciones estándar (r), el Beta + r conlleva a un pronóstico de gran ajuste ante posibles problemas de liquidez dentro de las cuentas fiscales. Esto permite crear una alerta importante en cuanto a riesgos de corto plazo en las finanzas públicas.

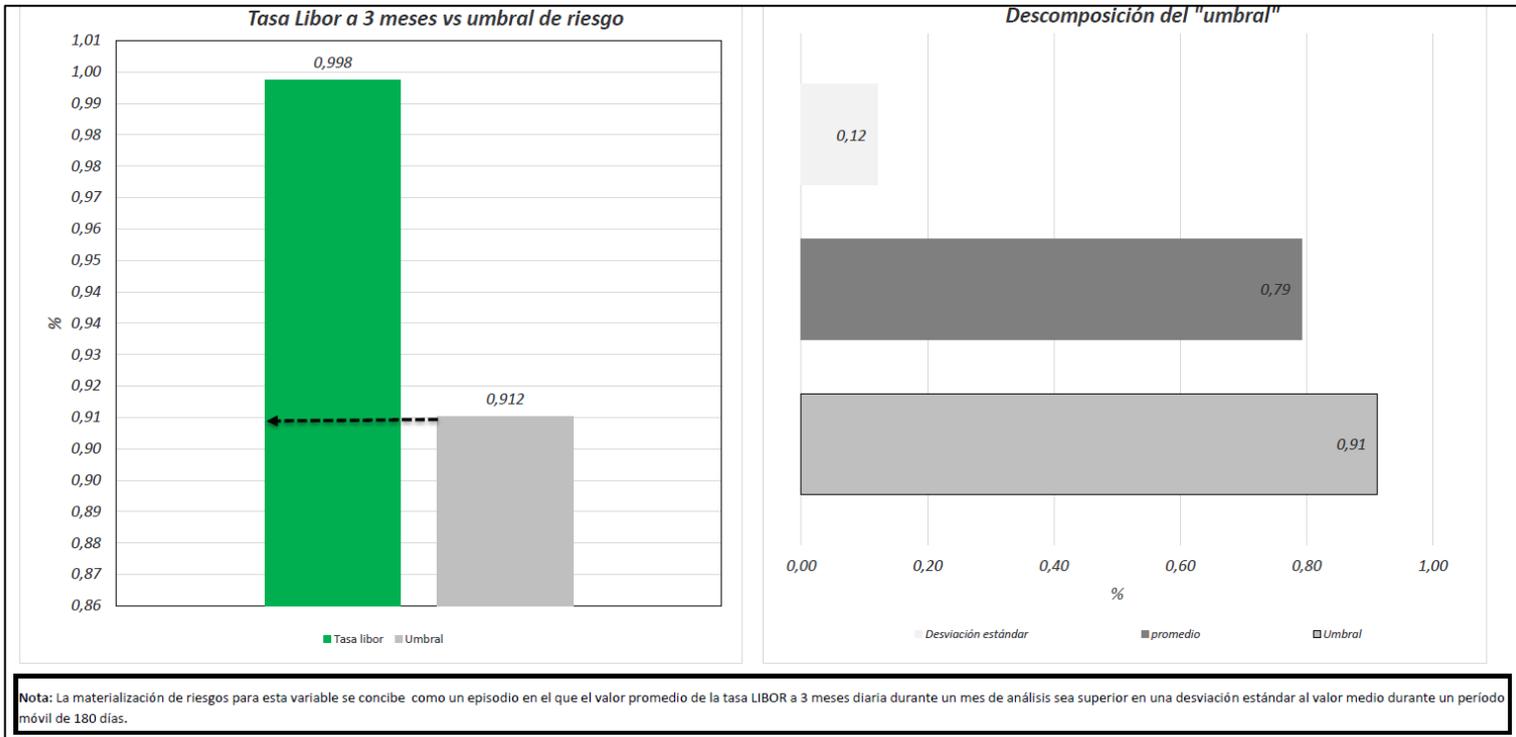
Conclusiones y recomendaciones

- La construcción, desarrollo y seguimiento de metodologías de alerta temprana no paramétricas y probabilísticas, se convierten en un elemento importante para el monitoreo de riesgos de liquidez de corto plazo, pues se fundamentan en la inclusión de variables explicativas exógenas al control de la política económica ecuatoriana. Su relevancia radica en que, en el caso de acumularse de forma excesiva, pueden exponer las finanzas públicas del país no sólo a riesgos de corto plazo, sino inclusive poner en duda el cumplimiento de las condiciones de sostenibilidad de las propias finanzas públicas (riesgo de solvencia).
- Variables tales como los precios del petróleo, el riesgo soberano, tasas de interés de la deuda pública, desembolsos de deuda externa y recaudación tributaria, se vuelven mediciones adecuadas para constituir indicadores sintéticos no paramétricos, los cuales permitan monitorear el riesgo de liquidez de corto plazo de las finanzas públicas del Ecuador. Esto es factible cuando son variables evaluadas a partir de umbrales empíricos basados en comportamientos que simulan trayectorias de corto plazo.
- La variable **Beta** en el tiempo t es un proxy de la CCUTN, el cual determina señales de alerta en el corto plazo de posible riesgo de liquidez de las finanzas públicas de Ecuador.
- Desde una perspectiva económica – cuantitativa, las fuentes más relevantes de riesgo de corto plazo, o de liquidez de las finanzas públicas de Ecuador, estimadas a partir de los modelos probabilísticos implementados en el presente documento son la exportación de petróleo (modelos II, III y V- impacto negativo); los gastos financieros (modelo IV- impacto positivo); y la actividad económica (modelos IV y, V impacto negativo). Esta conclusión se fundamenta en la significancia estadística de dichas variables y de la dirección interpretativa de los estimadores – efectos marginales.
- Para concluir, los hallazgos empíricos y la aplicación de las herramientas de alerta temprana detalladas en el presente trabajo académico pueden constituir elementos importantes que fundamenten la construcción de políticas en el ámbito fiscal.

Asimismo, pueden anclar las experiencias de corto plazo con aquellas acciones y prácticas tales como los marcos de mediano plazo, así como el ejercicio de políticas que garanticen la sostenibilidad fiscal. Para esta finalidad, es importante considerar la exposición explícita de los canales de transmisión de las vulnerabilidades, y los riesgos de corto plazo sobre las condiciones de solvencia fiscal. Además, hay que tener en cuenta su importancia desde la visión macroeconómica, para diseñar políticas que mitiguen o disminuyan las vulnerabilidades de las finanzas públicas y la sostenibilidad del país. Adicionalmente, al contar con mediciones empíricas provenientes de los modelos probabilísticos de corto plazo, no solo se diseñarían medidas adecuadas en tiempo y en dirección, sino que dichas medidas tendrían un soporte cuantitativo que permitirá generar elementos importantes para la calibración de las políticas fiscales del país.

Anexos

ANÁLISIS GRÁFICO DE LA CONSTRUCCIÓN DE UMBRALES PARA LAS VARIABLES QUE FORMAN PARTE DEL BETA (TASA LIBOR 3M)



1.1. Modelo 1:

```

Probit regression                               Number of obs   =       26
                                                LR chi2(1)      =       4.71
                                                Prob > chi2     =       0.0300
Log likelihood = -15.589036                    Pseudo R2      =       0.1313
    
```

beta1	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ccul	1.160261	.5531832	2.10	0.036	.0760414	2.24448
_cons	-.3186394	.3191779	-1.00	0.318	-.9442165	.3069378

1.1.1. Efectos marginales:

```

Probit regression, reporting marginal effects   Number of obs =    26
                                                LR chi2(1)    =    4.71
                                                Prob > chi2   = 0.0300
Log likelihood = -15.589036                    Pseudo R2    = 0.1313
    
```

beta1	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
ccul*	.425	.1750669	2.10	0.036	.384615	.081875	.768125
obs. P	.5384615						
pred. P	.5507731 (at x-bar)						

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

1.1.2. Clasificación Estadística:

```

Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as beta1 != 0
    
```

Sensitivity	Pr(+ D)	57.14%
Specificity	Pr(- ~D)	83.33%
Positive predictive value	Pr(D +)	80.00%
Negative predictive value	Pr(~D -)	62.50%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	16.67%
False - rate for true D	Pr(- D)	42.86%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	20.00%
False - rate for classified -	Pr(D -)	37.50%
Correctly classified		69.23%

1.2. Modelo 2:


```

Probit regression                               Number of obs =      26
                                                LR chi2(2)      =     19.72
                                                Prob > chi2     =     0.0001
Log likelihood = -8.0854034                    Pseudo R2      =     0.5494

```

beta1	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ccul	1.134159	.7711951	1.47	0.141	-.3773552	2.645674
xpet	-.0118757	.0047779	-2.49	0.013	-.0212402	-.0025112
_cons	17.43737	7.15287	2.44	0.015	3.417999	31.45674

1.3.1. Efectos marginales:

```

Probit regression, reporting marginal effects   Number of obs =      26
                                                LR chi2(2)      =     19.72
                                                Prob > chi2     =     0.0001
Log likelihood = -8.0854034                    Pseudo R2      =     0.5494

```

beta1	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
ccul*	.3819982	.2248405	1.47	0.141	.384615	-.058681	.822678
xpet	-.0044088	.0015699	-2.49	0.013	1473.11	-.007486	-.001332
obs. P	.5384615						
pred. P	.6477882 (at x-bar)						

(*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
z and P>|z| correspond to the test of the underlying coefficient being 0

1.3.2. Clasificación Estadística:

Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as beta1 != 0

Sensitivity	Pr(+ D)	85.71%
Specificity	Pr(- ~D)	75.00%
Positive predictive value	Pr(D +)	80.00%
Negative predictive value	Pr(~D -)	81.82%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	25.00%
False - rate for true D	Pr(- D)	14.29%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	20.00%
False - rate for classified -	Pr(D -)	18.18%
Correctly classified		80.77%

1.4. Modelo 4:

```

Probit regression                               Number of obs   =        26
                                                LR chi2(7)     =       22.76
                                                Prob > chi2    =       0.0019
Log likelihood = -6.5646615                    Pseudo R2      =       0.6342
    
```

betal	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ideac	-.2079634	.1090023	-1.91	0.056	-.4216039	.0056772
gfinancieros	.0249836	.0158086	1.58	0.114	-.0060006	.0559678
tyd	-.012534	.0075527	-1.66	0.097	-.027337	.0022691
amortizaciones	.003467	.0026665	1.30	0.194	-.0017592	.0086931
bonosinternos	-.0023883	.0023319	-1.02	0.306	-.0069587	.0021821
bonosexternos	-.0020458	.0014078	-1.45	0.146	-.0048051	.0007135
tcr	.7209385	.6396324	1.13	0.260	-.5327179	1.974595
_cons	14.10328	27.23373	0.52	0.605	-39.27386	67.48041

1.4.1. Efectos marginales:

1.4.2. Clasificación Estadística:

```

Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as betal != 0
    
```

Sensitivity	Pr(+ D)	85.71%
Specificity	Pr(- ~D)	91.67%
Positive predictive value	Pr(D +)	92.31%
Negative predictive value	Pr(~D -)	84.62%
False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	8.33%
False - rate for true D	Pr(- D)	14.29%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	7.69%
False - rate for classified -	Pr(D -)	15.38%
Correctly classified		88.46%

1.5. Modelo 5:

```

Probit regression                               Number of obs =      26
                                                LR chi2(4)         =    24.20
                                                Prob > chi2        =    0.0001
Log likelihood = -5.8463047                    Pseudo R2         =    0.6742
    
```

beta1	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ideac	-.0476491	.0652154	-0.73	0.465	-.175469	.0801708
gfinancieros	.0110283	.0055931	1.97	0.049	.0000661	.0219905
tyd	-.0020659	.0018047	-1.14	0.252	-.005603	.0014711
xpet	-.0172014	.0071844	-2.39	0.017	-.0312825	-.0031202
_cons	32.99231	15.38588	2.14	0.032	2.836531	63.14809

1.5.1. Efectos Marginales:

```

Probit regression, reporting marginal effects   Number of obs =      26
                                                LR chi2(4)         =    24.20
                                                Prob > chi2        =    0.0001
Log likelihood = -5.8463047                    Pseudo R2         =    0.6742
    
```

beta1	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[95% C.I.]	
ideac	-.0166007	.0240379	-0.73	0.465	158.255	-.063714	.030513
gfinan~s	.0038422	.0019929	1.97	0.049	166.604	-.000064	.007748
tyd	-.0007198	.0006247	-1.14	0.252	691.64	-.001944	.000505
xpet	-.0059928	.0021766	-2.39	0.017	1473.11	-.010259	-.001727
obs. P	.5384615						
pred. P	.6986578 (at x-bar)						

1.5.2. Clasificación Estadística:

```

Classified + if predicted Pr(D) >= .5
True D defined as beta1 != 0
    
```

Sensitivity	Pr(+ D)	92.86%
Specificity	Pr(- ~D)	83.33%
Positive predictive value	Pr(D +)	86.67%
Negative predictive value	Pr(~D -)	90.91%

False + rate for true ~D	Pr(+ ~D)	16.67%
False - rate for true D	Pr(- D)	7.14%
False + rate for classified +	Pr(~D +)	13.33%
False - rate for classified -	Pr(D -)	9.09%

Correctly classified		88.46%

Lista de referencias

- Afcha, Gonzalo, Devarajan, Shantayanan, De Franco, Mario & Larrazábal, Erick. 1992. *Vulnerabilidad externa, política fiscal y ajuste macroeconómico: el caso Boliviano. Análisis Económico*, 3, 103-123.
- Aldrich, John, & Nelson, Forrest. 1984. *Linear probability, logit, and probit models* (Vol. 45). Sage.
- Arreaza, Adriana. 2010. “*Vulnerabilidad y resistencia de países exportadores de petróleo ante un choque adverso de los precios petroleros*”. (Disertación de grado), Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello, Venezuela.
- Bates, John, & Granger, Clive. 1969. *The combination of forecasts. Or*, 451-468.
- Beltrán-Saavedra, P. A. 2015. *Precio del petróleo y el ajuste de las tasas de interés en las economías emergentes. Borradores de Economía*, 901.
- Boletín Mensual de Indicadores de Seguimiento a Variables Clave del Sector Fiscal, Dirección Nacional de Estadísticas Fiscales, Subsecretaría de Política Fiscal, junio 2017.
- Carvajal, Sebastián. 2015. *¿Es la dolarización compatible con el crecimiento y bienestar de largo plazo? Un análisis postkeynesiano*, Revista Fiscalidad 10, (90, 114).
- Castaño, Elkin, & Melo, Luis. 2010. *Métodos de combinación de pronósticos: una aplicación a la inflación colombiana. Lecturas de Economía*, 52 (52), 113-164.
- Cenzon, Edgardo. 2001. *Crisis de liquidez de la deuda pública. Tres experiencias en América Latina. Doc. de trabajo*.
- Cohen, B. 2001. *El papel de la banca central bajo dolarización. Cuestiones Económicas Vol. 17, No 2:3*.
- Doménech, Rafael. 2004. *Política fiscal y crecimiento económico. Valencia: Universidad de Valencia*.
- El-Ganainy, M. H. 2009. *¿Qué es la política fiscal? Finanzas y Desarrollo*.
- Evans, Michael, & Rosenthal, Jeffrey (2005). *Probabilidad y estadística*. Reverté.
- Elliott, Graham. 2011. *Averaging and the optimal combination of forecasts. University of California, San Diego*.
- Fernández, D. M. 2007. *La Sostenibilidad de la Política Fiscal: El Caso de Ecuador. Cuestiones Económicas*.

- International Monetary Fund. 2009. Assessing Sustainability. Obtenido de:
<https://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.htm>
- International Monetary Fund. 2009. *Finance and Development*. Obtenido de:
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2009/06/basics.htm>
- Franco, Luis & Zuluaga, Francisco. 2005. *Modelos de elección discreta para datos de panel, utilizables en el análisis de riesgo financiero*. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, 4(7).
- Granger, Clive, & Ramanathan, Ramu. 1984. *Improved methods of combining forecasts*. *Journal of forecasting*, 3(2), 197-20
- Hassan, Andrés. 2008. *Modelos de elección discreta*. *Revista Universidad EAFIT*, 44(152), 66-79.
- Hemming Richard and Petrie Murray. 2000. *A Framework for Assessing Fiscal Vulnerability*. Washington DC.
- Hemming Richard and Petrie Murray. 2002. en *La Vulnerabilidad Fiscal y las Crisis Financieras en los Mercados Emergentes*. Fondo Monetaria Internacional. Washington DC.
- Hosmer, David, Lemeshow, Stanley, & Sturdivant, Rodney. 2013. *Applied logistic regression* (Vol. 398). John Wiley & Sons.
- Kiff, J. 2012. *Qué significa la tasa LIBOR? Vuelta a lo esencial*, 32 - 33.
- McHugh, James, Petrova, Iva, & Baldacci, Emanuele. 2011. *Measuring fiscal vulnerability and fiscal stress: a proposed set of indicators* (No. 11-94). International Monetary Fund.
- Medina, Eva. 2014. *Un sistema de alerta anticipada de crisis cambiarias para la región latinoamericana*. Departamento de Economía Aplicada- Universidad Autónoma de Madrid.
- Medina, Eva & Vicens, José. 2006. *Selección de indicadores adelantados de crisis cambiarias en Latinoamérica bajo un enfoque econométrico*. Cuadernos de Economía, Vol. 29, 85-118, 2006.
- Medina, Eva. 2003. *Modelos de Elección Discreta*. Publicaciones Económicas de la Universidad Autónoma de Madrid. España. Tomado de: www.uam.es/personal_pdi/economicas/eva/pdf/logit.pdf Consultado Mayo 2005.
- Ochoa, Elizabeth, Seijas, Lizbeth, & Zavarce, Harold. 2002. *Consideraciones metodológicas para la evaluación de la sostenibilidad y vulnerabilidad fiscal*. *Serie Documentos de*

- Trabajo Gerencia de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela, N°36.*
- Rial, Isabel, & Vicente, Leonardo. 2008. *Política Fiscal y Vulnerabilidad Fiscal en Uruguay, 1976-2006.* In *XXIII Annual Meeting of the Central Bank of Uruguay.*
- Pindyck, Robert, & Rubinfeld, Daniel. 2001. *Econometria.* McGraw-Hill Interamericana.
- Tello, Marcelo., & Ávila, Andrés. 2017. *Determinantes de la Demanda de Dinero Físico en el Ecuador: Una perspectiva microeconómica. Cuestiones Económicas, 77.*
- Valdecantos, Sebastián. 2015. *Estructura productiva y vulnerabilidad externa: una síntesis estructuralista poskeynesiana. Estructura productiva y política macroeconómica. Enfoques heterodoxos desde América Latina.* Santiago: CEPAL, 2015. LC/G. 2653-P. p. 27-61.
- Veall, Michael, & Zimmermann, Klaus. 1992. *Pseudo-R²'s in the ordinal probit model. Journal of mathematical sociology, 16(4), 333-342.*
- Villar, Leonardo, & Forero, David. 2014. *Escenarios de vulnerabilidad fiscal para la economía colombiana.* FEDESARROLLO
- Xiaoqiao, W.E.I. 2009. *Regression-based forecast combination methods.* Romanian Journal of Economic Forecasting, 5.