

CONSEJO MONETARIO CENTROAMERICANO

SECRETARÍA EJECUTIVA



Hacia la aplicación de test de estrés al crédito a los principales bancos de Centroamérica*

Luis Ortiz Cevallos**

Documento de Trabajo SECMCA 02-2015

Centroamérica, Noviembre 2015

*Se agradece los comentarios y sugerencias de: Ángel Arita, Ana Arévalo, Roberto Campo, Alejandro Castro, Olivier Cruz Méndez, César García, Esteban Gómez, Marvin Miranda, Kathia Vindas y colegas de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano. Los comentarios de este documento no necesariamente representan la opinión del Consejo Monetario Centroamericano o sus miembros. Todos los errores que puedan existir son de exclusiva responsabilidad del autor.

**Econosmita Consultor Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano. Email: lortiz@secmca.org

Resumen

Este trabajo muestra las estimaciones de los modelos de regresión macro-financieros para el ratio crédito vencido a crédito total y crecimiento de crédito real para los principales bancos según el tamaño de sus activos en Costa Rica (CR), El Salvador (SV), Guatemala (GT), Honduras (HN), Nicaragua (NI) y República Dominicana (DO). Estas estimaciones son complementadas con otras referente a variables macroeconómicas que permiten construir escenarios adversos ante factores externos como contracción en la actividad económica mundial, mayor volatilidad financiera internacional e incremento en el precio del petróleo. Entre los resultados destaca que la actividad económica mundial es un factor externo importante para el estrés de crédito sobre los principales bancos de Centroamérica, pero también lo es la volatilidad financiera internacional aún en situación en que la actividad económica mundial no se altere y para los principales bancos de DO, GT, HN y NI en la misma situación es importante el precio del petróleo.

Abstract

This paper shows the estimates of macro-financial regression for NPL ratio and real loan growth for the major banks by size of their assets in Costa Rica (CR), El Salvador (SV), Guatemala (GT), Honduras (HN), Nicaragua (NI) and Dominican Republic (DO). These estimates are complemented with others related to macroeconomic variables that allow adverse scenarios to external factors as contraction in global economic activity, greater international financial volatility and rising oil prices. The main result indicate that global economic activity is a important external factor to the credit stress on the major banks of Centroamerica, but so is the financial volatility factor, even in situation where global economic activity is not altered, and for major banks of DO, GT, HN and NI in the same situation is important the oil price.

1. Introducción

Con el objeto de avanzar hacia la aplicación de una metodología estándar de test de estrés al crédito a los principales bancos según el tamaño de sus activos para cada país de Centroamérica, este trabajo muestra las estimaciones de los modelos de regresión macro-financieros para el ratio crédito vencido a crédito total y crecimiento de crédito para Costa Rica (CR), El Salvador (SV), Guatemala (GT), Honduras (HN), Nicaragua (NI) y República Dominicana (DO). Adicionalmente, son realizadas otras estimaciones referente a variables macroeconómicas que vinculadas a las primeras, permiten construir escenarios adversos como contracción en la actividad económica mundial, mayor volatilidad financiera internacional e incremento en el precio del petróleo.

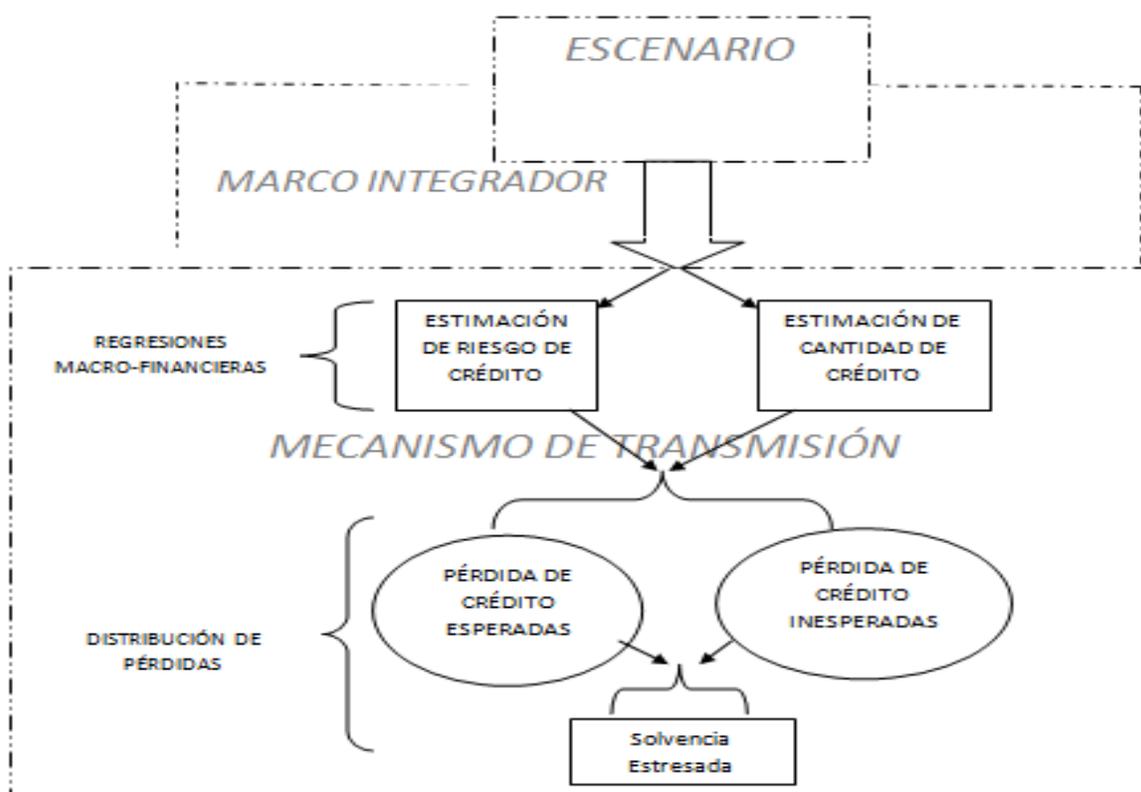
Los test de estrés al sistema financiero son una de las herramientas básicas entre los responsables de la estabilidad financiera independientemente de su enfoque macro o micro prudencial. En lo macroprudencial esta herramienta tiene como objetivo identificar las características del entorno macroeconómico relevante para el sistema financiero y evaluar su resistencia en conjunto, mientras en lo microprudencial, su objetivo es identificar las características del entorno macroeconómico y específicas relevante para cada institución evaluando su propia resistencia.

De manera general los test de estrés constan de tres elementos: un escenario en el que está definido una o varias características adversas, un mecanismo de transmisión en el que estas características determinan otras propias del sistema financiero concurriendo en una medida específica de solidez, y finalmente, un marco integrador de ambos elementos. Para que esta herramienta sea efectiva en la consecución de sus objetivos cada uno de sus elementos debe tener ciertas condiciones; en efecto de acuerdo con [Schmieder y otros \(2011\)](#), el escenario debe ser severo y admisible, el mecanismo de transmisión suficientemente sensible al riesgo y el marco integrador comprensible, simple y fácil de explicar.

En el caso particular del test de estrés al crédito la figura 1 muestra su configuración, ahí son identificados cada elemento de acuerdo a la metodología estándar indicada en [Maino y Tintchev \(2012\)](#). Es de notar que el segundo elemento es constituido por dos componentes: el primero, con-

siste en un modelo de regresión macro-financiero para el riesgo y cantidad de crédito y el segundo, consiste en un modelo de distribución de pérdidas que permite conocer el capital económico que tiene en riesgo cada institución evaluando así su solidez. Este segundo componente está pendiente, por lo que este trabajo sólo contribuye a impulsar el desarrollo de test de estrés al crédito en los principales bancos de cada país de Centroamérica, lo que es un avance dado el desarrollo incipiente de esta herramienta en la región. En efecto, al 2015 sólo tres países publican de manera periódica un Informe de Estabilidad Financiera (IEF) (ver [Banco Central de Honduras \(2015\)](#), [Banco Central de Nicaragua \(2014\)](#) y [Banco Central de Reserva de El Salvador \(2015\)](#)), de los cuales HN es el único que muestra resultados de un test de estrés al crédito de acuerdo a esta metodología.

Figura 1: Esquema de un test de estrés al riesgo de crédito



Fuente: Elaboración propia en base a [Maino y Tintchev \(2012\)](#)

La estructura de este trabajo consta de cuatro secciones adicionales a esta introducción; en la siguiente son presentados los modelos de regresión macro-financieros para los principales bancos de cada país, seguido por una serie de modelos de regresión para variables macroeconómicas internas y externas, luego en la cuarta sección son definidos tres escenarios adversos y en cada uno es mostrada la respuesta en el riesgo y cantidad de crédito, finalmente, en la quinta sección son presentadas las conclusiones.

2. Modelos de regresión macro-financieros para los principales bancos de Centroamérica

Los modelos de regresión macro-financieros parten de la premisa de que cambios del entorno macroeconómico afectan de manera importante la situación económica de un conjunto de entidades financieras, respetando sus propias idiosincrasias.

Además, al considerar el entorno macroeconómico como un estado de naturaleza determinado por instituciones, definida en North (1990) como las reglas de juego que determinan los incentivos que afectan el desarrollo, implica aplicar la anterior premisa condicionada al factor geopolítico. En efecto, los modelos de regresión macro-financieros son aplicados en este trabajo para cada uno de los países, en el entendido de que el vínculo de su entorno macro con la situación económica de un conjunto de entidades circunscrito a un determinado espacio geopolítico es diferente.

Para el caso de los bancos su situación económica es determinada por el riesgo y cantidad de crédito, de ahí que los modelos de regresión macro-financieros tienen como variable dependiente alguna medida para estas características; en el presente trabajo las medidas utilizadas provienen de los estados financieros de cada banco y son respectivamente, el ratio de cartera vencida a cartera total (NPL¹ ratio) y el crecimiento anual de la cartera de crédito en términos reales o deflactada

¹Si bien la definición de Non-Performing Loan (NPL) difiere entre países (Ver por ejemplo: <http://fsi.imf.org/CountryList.aspx>), en este trabajo son considerados así al monto de crédito cuyos pagos de intereses y capital están vencidos por 90 días o más, o que al menos 90 días de pago de intereses se han capitalizado, refinanciado o retrasada por acuerdo, o cuyos pagos presentan retrasos menores a 90 días pero el banco presenta buenas razones para dudar de que los pagos se realizarán en su totalidad.

con el IPC (G^{CRED}); es de notar que para el riesgo de crédito pueden ser utilizadas otras medidas, por ejemplo el trabajo de [García y Sagner \(2011\)](#) utiliza el componente cíclico del stock de cartera vencida, mientras [Alfaro y otros \(2008\)](#) utiliza el ratio gasto de provisiones a cartera total.

Adicionalmente, los modelos de regresión macro-financieros en principio son aplicados a los cinco principales bancos para cada país, definidos en función del tamaño de sus activos dentro de cada sistema bancario. De hecho para DO y NI éstos representan alrededor del 90.0 %, mientras para el resto de países representan alrededor del 75.0 %; lo anterior implica que la modelación de ellos y la aplicación del test de estrés al crédito permite evaluar la solidez de una muestra representativa de cada sistema bancario de Centroamérica.

2.1. Metodología de estimación

En este trabajo son considerados modelos de regresión lineales que asumen un efecto macro común sobre el riesgo y la cantidad de crédito para los cinco principales bancos de cada país, estos modelos incluyen un componente idiosincrático por banco y están circunscritos en el contexto de modelos de panel dinámico. En efecto, debido a que tanto las variables de riesgo así como las de cantidad son series de tiempo con persistencia, es necesario en su modelación introducir rezagos de ellas como un mecanismo de ajuste parcial, la ecuación 1 muestran estos tipos de modelos, donde i indexa los bancos, t indexa el tiempo, $[\lambda_j, \alpha, \beta]$ es el vector de parámetros y $u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$, donde μ_i es el componente idiosincrático y $v_{i,t}$ es ruido blanco.

$$y_{i,t} = \lambda y_{i,t-1} + \alpha + \beta x_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

Los modelos de regresión como los expresados en 1 tienen dos ventajas, en primer lugar, reconocen que la variable dependiente presenta una importante persistencia, por lo que la omisión de sus rezagos provocaría autocorrelación en los errores invalidando así la aplicación de test de hipótesis dada que su varianza estaría mal calculada; y en segundo lugar, reconocen que la variable dependiente no tiene raíz unitaria aunque dicho proceso esté próximo a uno que sí la tiene², lo

²El anexo A muestra los resultados de los test de raíz unitaria aplicados por país al NPL ratio y G^{cred} .

anterior incentiva el uso del panel con el objeto de ampliar la muestra y reducir así el sesgo en las estimaciones de los parámetros³.

Respecto al método de estimación de los modelos expresados por la ecuación 1, dado que son modelos de efectos fijos “one-way” en un contexto de panel dinámico, no puede ser aplicado el método de mínimos cuadrados con variables dummy (LSDV) o regresión “Within”. En efecto, como indica Nickell (1981), la extracción en la ecuación 1 del promedio en el tiempo de cada uno de sus componentes como muestra la ecuación 2, sustrae el factor idiosincrático, pero genera una correlación entre el regresor expresado en la ecuación 3 como $\alpha + \lambda y_{i,t-2} + \beta x_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t-1} - \bar{y}_i$ y el error \bar{v}_i el cual contiene a $v_{i,t-1}$, haciendo los estimadores inconsistentes.

$$\bar{y}_i = \alpha + \lambda \bar{y}_i + \beta \bar{x}_i + \mu_i + \bar{v}_i \quad (2)$$

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = \lambda(\alpha + \delta y_{i,t-2} + \beta x_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t-1} - \bar{y}_i) + \beta(x_{i,t} - \bar{x}_i) + v_{i,t} - \bar{v}_i \quad (3)$$

Para superar el problema de estimadores inconsistentes, este trabajo sigue la metodología de estimación propuesta en Arellano y Bond (1991) y Arellano y Bover (1995) conocidas respectivamente como Método Generalizado de Momentos Arellano-Bond (GMM-AB) y Método Generalizado de Momentos con transformación en diferencia ortogonal hacia adelante (GMM-FOD), éstas consisten en sacar primera diferencia con la observación anterior en el modelo dada por la ecuación 1, como indica 4 para el primer caso, o sacar la primera diferencia con el promedio temporal de las observaciones futuras como indica 5 para el segundo. Luego en cada caso aplicar el Método Generalizado de Momentos propuesto por Hansen (1982), utilizando como instrumentos para el primer regresor en el tiempo t para el banco i, los niveles de sus realizaciones pasadas desde t-2 hacia atrás, las cuales no están correlacionadas con el error y por tanto los estimadores son consistentes, con ellos es realizada una segunda etapa: rescatando los residuos y calculando el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de los momentos dado por la ecuación 6 para el caso GMM-AB o por la ecuación 7 en el caso GMM-FOD; para finalmente obtener los estimadores de segunda etapa GMM-AB y GMM-FOD dados por 8 y 9 respectivamente.

³El anexo B muestra los resultados de experimentos de Monte Carlo en el que se verifica la reducción del sesgo en los estimadores a medida se incrementa el tamaño de la muestra para procesos próximos a raíz unitaria.

$$\Delta y_{i,t} = \lambda \Delta y_{i,t-1} + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + \Delta v_{i,t} \quad (4)$$

Donde $\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$, $\Delta y_{i,t-1} = y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ y $\Delta v_{i,t} = v_{i,t} - v_{i,t-1}$.

$$\Delta y_{i,t}^f = \lambda(\Delta y_{i,t-1}^f) + \beta(x_{i,t} - \frac{\sum_{j=1}^{j=T-t} x_{i,t+j}}{T-t}) + \Delta v_{i,t}^f \quad (5)$$

Donde $\Delta y_{i,t}^f = y_{i,t} - \frac{\sum_{j=1}^{j=T-t} y_{i,t+j}}{T-t}$, $\Delta y_{i,t-1}^f = y_{i,t-1} - \frac{\sum_{j=0}^{j=T-t-1} y_{i,t+j}}{T-t}$ y $\Delta v_{i,t}^f = v_{i,t} - \frac{\sum_{j=1}^{j=T-t} v_{i,t+j}}{T-t}$.

$$\hat{V}_N = \sum_{i=1}^N W'(\Delta v_i)(\Delta v_i)' W \quad (6)$$

$$\hat{V}_N^f = \sum_{i=1}^N W'(\Delta v_i^f)(\Delta v_i^f)' W \quad (7)$$

Donde $W = [W'_1, \dots, W'_N]'$ en el que W_i es una matriz diagonal para cada individuo en la muestra, donde cada elemento en la diagonal está compuesto por los instrumentos utilizados para el regresor en t.

$$\hat{\lambda}^{GMM-AB} = [(\Delta y_{i,t-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{i,t-1})]^{-1} [(\Delta y_{i,t-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{i,t})] \quad (8)$$

$$\hat{\lambda}^{GMM-FOD} = [(\Delta y_{i,t-1}^f)' W \hat{V}_N^{f-1} W' (\Delta y_{i,t-1}^f)]^{-1} [(\Delta y_{i,t-1}^f)' W \hat{V}_N^{f-1} W' (\Delta y_{i,t}^f)] \quad (9)$$

2.2. Resultados

Los modelos de regresión para el NPL ratio y para el G^{cred} son aplicados a cada uno de los países de Centroamérica en frecuencia trimestral. En principio para ambos modelos son considerados los cinco principales bancos en cada país, no obstante la inclusión de ellos depende de la condición de que puedan ser agregados en un mismo modelo, condición que es contrastada aplicando test de agregación. El test consiste en plantear un mismo modelo de regresión para cada banco estimando sus parámetros de manera libre; ese sistema de ecuaciones es estimado con el método de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) y sobre esta estimación es aplicado el test de igualdad de parámetros bajo la hipótesis nula de que éstos son iguales entre bancos. Así, si tanto para el modelo de NPL ratio como para el de G^{cred} el test no rechaza la hipótesis nula, son agregados los cinco bancos en modelos del tipo de panel dinámico, en caso contrario, son seleccionados de los

cinco bancos un subconjunto de 4 (según el coeficiente binomial $C(5,4)$), reiniciando el proceso hasta aceptar la hipótesis nula en ambos modelos, si en todas las combinaciones se rechaza la hipótesis son seleccionados de los cinco un subconjunto de 3 (con el coeficiente binomial $C(5,3)$) y así sucesivamente. En efecto, el test de agregación acepta la hipótesis nula de igualdad de parámetros entre los cinco principales bancos y en ambos modelos para el caso de CR, HN, NI y SV, en GT y DO se aceptan para tres bancos⁴.

En los cuadros 1 y 2 son reportados los principales resultados por país para los modelos de regresión macro-financieros elaborados por el método GMM-AB o por GMM-FOD según la obtención del menor error estándar de estimación. Todas las estimaciones son elaboradas utilizando el paquete estadístico “xtabond2” presentado en Roodman (2006) y Roodman (2009) e implementado en STATA, cuya ventaja es que permite seleccionar entre los regresores aquellos que entran en un modelo como variables instrumentales o como instrumentos “GMM”, lo anterior es importante en la medida de que para todos los modelos, los regresores adicionales a los rezagos de la variable dependiente son considerados exógenos y por tanto son incluidos como variables instrumentales.

El NPL ratio de cada país es modelado en logaritmo natural y son incluidos como regresores adicionales a su propio rezago, variables sobre la actividad económica corriente y rezagadas del país, medida como la diferencia logarítmica anual del PIB trimestral (y_t, \dots, y_{t-j}), la tasa de interés interna corriente y rezagadas, medida a través de la diferencia logarítmica anual del promedio ponderado de la tasa activa de sus sistemas bancarios ($i_t, i_{t-1}, \dots, i_{t-j}$), valores corriente y rezagados de la inflación interna ($\pi_t, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-j}$) y valores corriente y rezagados de la volatilidad financiera internacional ($vix_t, vix_{t-1}, \dots, vix_{t-j}$), medido por la diferencia logarítmica anual del Índice de Volatilidad del Chicago Board Options Exchange (VIX)⁵.

Sus resultados muestran que las variables macroeconómicas internas afectan con significancia estadística el riesgo de crédito de los principales bancos en Centroamérica (ver cuadro 1). En

⁴El anexo C presenta los resultados del test de agregación de bancos para cada país y modelo.

⁵Los regresores referente a Centroamérica son obtenidos de SIMAFIR y el referente al VIX del Federal Reserve Bank of St. Louis.

efecto, en todos los países un incremento de la actividad económica afecta negativamente y estadísticamente significativa al NPL ratio, siendo ésta la de mayor impacto, aunque con magnitud diferente entre países, así al considerar la elasticidad de largo plazo para GT y SV, un incremento de 1.0 % anual en la tasa de crecimiento económico y todo lo demás constante, reduce en alrededor de 50 % el NPL ratio en sus principales bancos, en el otro extremo, en CR y DO una misma variación en sus respectivas tasas de crecimiento económico y todo lo demás constante, reduce el NPL ratio en alrededor de un 4.0 %. Con respecto a la tasa anual de crecimiento de la tasa de interés interna, ésta afecta de manera directa y estadísticamente significativa al NPL ratio en CR, HN y NI, siendo sus elasticidades de largo plazo 1.0 %, 3.0 % y 1.0 % respectivamente⁶.

Es de notar que NI es el único país en el que la inflación tiene un efecto directo y estadísticamente significativo sobre el NPL ratio, el mecanismo de transmisión que explica este hecho, es el identificado en [Mies y otros \(2002\)](#) como el canal de hoja de balance de la política monetaria. Éste consiste en que el incremento de precios (lo cual significa contracción monetaria en saldos reales) provoque una caída en el valor del capital de las firmas y hogares, generándoles incentivos a emprender proyectos de mayor riesgo debido al menor valor de recursos propios involucrados, un problema conocido como de riesgo moral.

Adicionalmente para DO, GT, HN y SV su modelo de regresión del NPL ratio muestra un efecto directo y estadísticamente significativo de parte del VIX, esta relación es explicada a partir de que el Índice de Volatilidad del Chicago Board Options Exchange mide la volatilidad que los inversores internacionales esperan ver durante los próximos 30 días, reflejando la disposición de ellos a tomar posiciones de mayor riesgo, así un incremento de este índice es consistente con un escenario de alta aversión al riesgo que puede provocar desvalorizaciones en los activos de los mercados emergentes, generando una caída en el valor del capital de las firmas y hogares. Así como indica el cuadro 1 un incremento anual del 1.0 % en el VIX manteniendo lo demás constante, provoca en el largo plazo un aumento del NPL ratio de 0.1 %, 0.2 %, 0.4 % y 1.0 % en DO, GT, HN y SV respectivamente.

⁶El largo plazo es entendido como la situación en que la variable dependiente está en su estado estacionario, de manera que la elasticidad de largo plazo con respecto a la variable x_t en el modelo dado por la ecuación 1 es $\frac{\beta}{1-\lambda}$.

En el caso de los modelos de regresión para G^{cred} los regresores incluidos adicionales a sus propios rezagos son: variables sobre la actividad económica corriente y rezagadas del país, medida como la diferencia logarítmica anual del PIB trimestral, la tasa de interés interna corriente y rezagadas, medida a través de la diferencia logarítmica anual del promedio ponderado de la tasa activa del sistema bancario, valores corriente y rezagados de la inflación interna y valores corriente y rezagados de la tasa de interés externa, medido por la diferencia logarítmica anual de la tasa a tres meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario ($i_t^{usa}, i_{t-1}^{usa}, \dots, i_{t-j}^{usa}$)⁷.

Los resultados muestran que las variables macroeconómicas internas tienen efectos estadísticamente significativos sobre la cantidad de crédito para los principales bancos de Centroamérica (ver cuadro 2). En todos los países un incremento en la tasa anual de crecimiento económico tiene un impacto directo sobre el crecimiento de crédito, la elasticidad de largo plazo para CR, DO, GT, HN, NI y SV es de 3.2 %, 1.7 %, 3.2 %, 4.8 %, 5.7 % y 6.3 % respectivamente. Mientras la tasa anual de crecimiento de la tasa de interés interna tiene un efecto negativo sobre el crecimiento de crédito en CR, DO y NI y la inflación interna afecta de manera negativa al crecimiento de crédito en DO, GT y HN, es de notar que en ellos la elasticidad de largo plazo es superior al 1.0 % implicando también una contracción de crédito en términos nominales, ello es explicado por las mismas razones por la cual la inflación afecta al riesgo de crédito en NI, sólo que a diferencia de éste, en DO, GT y HN la información asimétrica entre las firmas y hogares con los bancos respecto a la rentabilidad de los nuevos proyectos conlleva a un problema de selección adversa que contrae el crédito.

En el caso de SV el modelo de regresión para G^{cred} , muestra un efecto negativo y estadísticamente significativo de la tasa de crecimiento anual de la tasa de interés de Estados Unidos, indicando que en el largo plazo un incremento anual de ésta en 1.0 % y manteniendo lo demás constante, reduce la tasa de crecimiento de crédito en un 0.06 %.

⁷La fuente de información de la tasa a tres meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario es el Federal Reserve Bank of St. Louis.

Cuadro 1: Estimadores y elasticidades de largo plazo de los modelos de regresión por país del ratio de cartera vencida a cartera total (NPL ratio).

	CR	DO	GT	HN	NI	SV
Muestra	08Q3-2014Q4	09Q1-2014Q4	08Q3-2014Q4	08Q3-2014Q4	08Q2-2014Q4	08Q3-2014Q4
Bancos (Nº)	5	3	3	5	5	5
Método	GMM-AB	GMM-AB	GMM-AB	GMM-FOD	GMM-AB	GMM-AB
Tamaño	130	78	78	130	135	130
Instrumentos (Nº)	99	57	55	102	60	102
λ	0.786***	0.788***	0.905***	0.838***	0.910***	0.952***
y_t			-0.045**	-0.022**	-0.009***	-0.028***
y_{t-1}	-0.006***	-0.009*				
π_t					0.007***	
i_t				0.005*		
i_{t-1}	0.002***					
i_{t-2}					0.001***	
$vi x_t$			0.0002***	0.0007**		0.0005***
$vi x_{t-2}$		0.0003***				
Dummies	08q4	09q2,09q3	13q2	09q2,14q4	10q4,13q4	08q4,09q4,10q4
y^*	-0.028	-0.042	-0.474	-0.136	-0.100	-0.575
π^*					0.078	
i^*	0.009			0.031	0.011	
$vi x^*$		0.001	0.002	0.004		0.010

NOTA: Los regresores están escalados por 100 y sólo son reportados los que resultan estadísticamente significativos. *Significancia al 10.0 %. ** Significancia al 5.0 %. *** Significancia al 1.0 %. λ es el coeficiente del rezago de la variable dependiente, y es la tasa de crecimiento anual del PIB trimestral, π es la inflación, i es la tasa de crecimiento anual del promedio ponderado de la tasa de interés activa del sistema bancario y $vi x$ es la tasa de crecimiento anual del VIX. * Elasticidad de largo plazo.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2: Estimadores y elasticidades de largo plazo de los modelos de regresión por país del crecimiento anual del crédito real (G^{cred}).

	CR	DO	GT	HN	NI	SV
Muestra	08Q3-2014Q4	09Q2-2014Q4	09Q3-2014Q4	08Q3-2014Q4	09Q2-2014Q4	09Q3-2014Q4
Bancos (Nº)	5	3	3	5	5	5
Método	GMM-AB	GMM-AB	GMM-FOD	GMM-AB	GMM-AB	GMM-AB
Tamaño	130	69	65	130	115	110
Instrumentos (Nº)	100	49	45	102	52	84
λ	0.906***	0.885***	0.745***	0.931***	0.943***	0.892***
y_t				0.333**	0.325***	0.681**
y_{t-2}		0.197***				
y_{t-3}	0.299*		0.815**			
π		-0.312*	-0.379***	-0.437***		
i_t	-0.056**					
i_{t-1}		-0.020**			-0.0282***	
i_{t-2}^{usa}						-0.056*
Dummies	09q1, 09q4	14q3	10q2	08q2, 09q2	10q1, 10q2, 11q2	09q3, 13q3
y^*	3.181	1.713	3.201	4.826	5.744	6.306
π^*		-2.713	-1.488	-6.333		
i^*	-0.596	-0.174			-0.498	
i^{usa*}						-0.056

NOTA: Sólo son reportados los regresores que resultan estadísticamente significativos. * Significancia al 10.0 %. ** Significancia al 5.0 %. *** Significancia al 1.0 %. λ es el coeficiente del rezago de la variable dependiente, y es la tasa de crecimiento anual del PIB trimestral, π es la inflación, i es la tasa de crecimiento anual del promedio ponderado de la tasa de interés activa del sistema bancario y i^{usa} es la tasa de crecimiento anual de la tasa a tres meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario. * Elasticidad de largo plazo.

Fuente: Elaboración propia.

3. Modelos de regresión para la elaboración de escenarios macroeconómicos

Existen diferentes técnicas para la elaboración de escenarios macroeconómicos y en cada una de éstas hay un intercambio en dos cualidades deseadas; mayor rigor en el proceso de identificación de relaciones y simplicidad. Así el Modelo Macroeconómico de Equilibrio General Dinámico (DSGE) muestra el mayor rigor pero a la vez su elaboración es más compleja, seguido de los Modelos de Vector de Corrección de Errores (VECM), Vector Autoregresivo Estructural (SVAR) y de regresión uniecuacional, los cuales sacrifican cierto grado de rigor a favor de mayor simplicidad.

En el presente trabajo son utilizados modelos de regresión uniecuacionales en frecuencia trimestral, tanto para las variables macroeconómicas de Centroamérica como para variables externas, estos modelos están basados en procesos SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) a los cuales son adicionados un set de regresores; de manera que para una serie y_t con regresores $x_{i,t-j}$ satisfaga la siguiente relación:

$$\begin{aligned}\Phi(L)\Phi_E(L^4)(1-L)^d(1-L^4)^D y_t &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J \beta_{i,j} x_{i,t-j} + \Theta_E(L^4)\Theta(L)\epsilon_t \\ \Phi(L) &= (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \\ \Phi_E(L^4) &= (1 - \phi_{E1} L^4 - \phi_{E2} L^8 - \dots - \phi_{EP} L^{P4}) \\ \Theta(L) &= (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \\ \Theta_E(L^4) &= (1 - \theta_{E1} L^4 - \theta_{E2} L^8 - \dots - \theta_{EQ} L^{Q4})\end{aligned}$$

Donde ϵ_t es un ruido blanco y L corresponde al operador de rezago, tal que: $L^h y_t = y_{t-h}$.

La elección de los procesos SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) como señala [Pincheira y García \(2012\)](#), es por que éstos incorporan directamente la pauta estacional de una serie, haciéndola una técnica atractiva para la predicción y por tanto para la elaboración de escenarios. Sin embargo, como también es indicado ahí, estimar estos procesos con todos sus parámetros (p,d,q,P,D,Q) libres resulta poco parsimonioso, por lo que en este trabajo son considerados restringiendo la cantidad de parámetros a una subfamilia SARIMA(p,0,0)(P,1,0).

3.1. Modelos de regresión para variables macroeconómicas de Centroamérica

El cuadro 3, muestra los resultados de los modelos de regresión de la tasa de crecimiento del PIB trimestral para cada país de Centroamérica, las estimaciones son realizadas con el método de Mínimos Cuadrados No-Lineales (NLS) con corrección en la matriz de covarianza propuesta en Newey y West (1986) conocida como corrección HAC, a excepción de NI en la que es estimada con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) con corrección HAC, dado que el componente autorregresivo estacional resulta estadísticamente no significativo.

Como regresores adicionales a los componentes autorregresivos, en los modelos de regresión para la tasa de crecimiento del PIB trimestral son incluidos: los valores corriente y rezagados de la tasa de crecimiento del PIB trimestral de Estados Unidos ($y_t^{usa}, \dots, y_{t-j}^{usa}$), los cuales resultan estadísticamente significativos para todos los países, su elasticidad de largo plazo es del 1.0 % para CR, 1.6 % para DO, 0.6 % para GT, 1.3 % para HN, 1.0 % para NI y 0.8 % para SV⁸. La tasa de interés interna, medida a través de la diferencia logarítmica anual del promedio ponderado de la tasa activa de sus sistemas bancarios e incluidas en valores corriente y rezagados, las que resultan estadísticamente significativas en GT y HN, con una elasticidad de largo plazo de -0.08 % y -0.13 % respectivamente. Realizaciones corriente y rezagadas del crecimiento anual del precio del petróleo ($\pi_t^{pet}, \pi_{t-1}^{pet}, \dots, \pi_{t-j}^{pet}$)⁹, que resultan estadísticamente significativas en DO y NI con elasticidad de largo plazo de -0.2 % y -0.02 % en su orden. Y finalmente, valores corriente y rezagados respecto a la tasa de interés externa, medida como la diferencia logarítmica anual de la tasa de interés a 3 meses de los bonos de Estados Unidos en el mercado secundario que resultan estadísticamente significativas en HN con una elasticidad de largo plazo de -0.003 % y SV con -0.004 %.

⁸Es interesante notar que en rigor el modelo teórico para cada país debe incluir la actividad económica de un conjunto de socios pertinentes y por tanto el hecho de que sólo esté Estados Unidos sobrestima su elasticidad. No obstante, la inclusión de otros socios comerciales puede hacer al modelo inconsistente en la medida que éstos enfrentan los mismos shocks que la variable dependiente, a la vez, dado que el objetivo es capturar no sólo el efecto específico de Estados Unidos sino también el conexo a éste, el sesgo positivo puede resultar útil.

⁹Para el precio del petróleo es utilizado el precio en dólares del barril del West Texas Intermediate en Cushing, Oklahoma cuya fuente es el Federal Reserve Bank of St. Louis.

El cuadro 4, muestra los resultados de los modelos para la inflación de cada país de Centroamérica, las estimaciones son realizadas con NLS con corrección HAC. Como regresores adicionales a los componentes autorregresivos son incluidos: Los valores corriente y rezagados del crecimiento anual del precio del petróleo, los que resultan estadísticamente significativos para todos los países, con elasticidad de largo plazo de 0.48 % para CR, 0.15 % para DO, 0.23 % para GT, 0.19 % para HN, 0.25 % para NI y 0.30 % para SV. La tasa de interés interna, medida a través de la diferencia logarítmica anual del promedio ponderado de la tasa activa de sus sistemas bancarios e incluidas en valores corriente y rezagados, las que resultan estadísticamente significativas en CR, GT y SV, con elasticidad de largo plazo de -1.0 %, -0.5 % y -0.1 % respectivamente.

Respecto a la tasa de interés interna, ésta es modelada en todos los países como la diferencia logarítmica anual de la tasa de interés activa ponderada de sus sistemas bancarios, las estimaciones son realizadas con el método NLS con corrección HAC, a excepción del caso de SV donde es aplicado OLS con corrección HAC por no resultar estadísticamente significativo su componente autorregresivo estacional. Los resultados mostrados en el cuadro 5, indican que para GT y HN existen un efecto directo y estadísticamente significativa de la tasa de interés de Estados Unidos, incluido en sus valores corriente o rezagados de la diferencia logarítmica anual de la tasa de interés a 3 meses de los bonos de Estados Unidos en el mercado secundario, sus elasticidades de largo plazo son respectivamente, 0.01 % y 0.04 %. Es de destacar que en todos los países a excepción de NI, la volatilidad financiera internacional, incluida en las regresiones como los valores corriente y rezagados de la diferencia logarítmica anual del VIX, resultaron estadísticamente significativas; en CR y GT su elasticidad de largo plazo es de alrededor de 0.075 %, en HN de 0.16 %, en SV de 0.31 % y en DO de 1.16 %. Es de notar que sólo en el caso de DO la inflación en el precio del petróleo, incluida en su regresión en sus realizaciones corriente y rezagadas, resulta estadísticamente significativa con una elasticidad de largo plazo de 1.30 %.

Cuadro 3: Estimadores y elasticidades de largo plazo de los modelos de regresión por país de la tasa de crecimiento anual del PIB trimestral (y).

	CR	DO	GT	HN	NI	SV
Muestra	01q1-14q4	05q1-14q4	06q1-14q4	03q1-14q4	99q1-14q4	09q2-14q4
Intercepto	1.502**	1.266**	1.632***	0.567**	1.573**	
y^{usa}	0.533**	0.589***	0.358**	0.729***	0.666***	0.273***
i^{usa}				-0.002*		-0.001*
π^{pet}		-0.015***			-0.014*	
i		-0.031***		-0.075**		
ϕ_1		0.746***	0.571***			0.823***
ϕ_2	0.597***			0.565***		-0.225*
ϕ_3					0.326***	
ϕ_{E1}	-0.335**	-0.480***	-0.322**	-0.293***		0.179**
dummies	09q1	12q3, 13q1	08q2, 10q3	05q3,06q4,08q2	00q2, 09q1,09q2	10q1
R^2	0.62	0.89	0.67	0.88	0.53	0.97
$y^{usa}\star$	0.990	1.564	0.631	1.294	0.988	0.828
$i^{usa}\star$				-0.003		-0.004
$\pi^{pet}\star$		-0.040			-0.021	
$i\star$		-0:083		-0.133		

NOTA: Sólo son reportados los regresores que resultan estadísticamente significativos. * Significancia al 10.0 %.

** Significancia al 5.0 %. *** Significancia al 1.0 %. y^{usa} es la tasa de crecimiento anual del PIB trimestral de Estados Unidos, i^{usa} es la tasa de crecimiento anual de la tasa a tres meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario, π^{pet} es la tasa de crecimiento del precio del petróleo, i es la tasa de crecimiento anual del promedio ponderado de la tasa de interés activa del sistema bancario, ϕ_j es el coeficiente del componente autorregresivo de orden j y ϕ_{E1} es el coeficiente del componente autorregresivo estacional de orden 1. \star Elasticidad de largo plazo.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4: Estimadores y elasticidades de largo plazo de los modelos de regresión por país de la inflación (π).

	CR	DO	GT	HN	NI	SV
Muestra	01Q1-14Q4	06Q1-14Q4	99Q1-14Q4	02Q1-14Q4	01Q1-14Q4	00Q1-14Q4
intercepto		2.092***	0.869*	0.786**	1.23**	
π^{pet}	0.014***	0.055***	0.021***	0.014***	0.035***	0.021***
i	-0.024***		-0.047**			-0.009**
ϕ_1	0.970***	0.581***	0.865***	1.26***	0.956***	0.915***
ϕ_2				-0.362***		
ϕ_4					-0.124***	
ϕ_{E1}	-0.239**	-0.108**	-0.495***	-0.400***	-0.178*	-0.200**
dummies		06q3,08q3,09q1	09q4		07q4, 11q1	08q2, 11q2, 12q2
R^2	0.92		0.83	0.89	0.93	0.92
$\pi^{pet}\star$	0.594	0.145	0.233	0.192	0.245	0.296
$i\star$	-0.999		-0.520			-0.127

NOTA: Sólo son reportados los regresores que resultan estadísticamente significativos. * Significancia al 10.0 %.

** Significancia al 5.0 %. *** Significancia al 1.0 %. π^{pet} es la tasa de crecimiento anual del precio del petróleo, i es la tasa de crecimiento anual del promedio ponderado de la tasa de interés activa del sistema bancario, ϕ_j es el coeficiente del componente autorregresivo de orden j y ϕ_{E1} es el coeficiente del componente autorregresivo estacional de orden 1.

\star Elasticidad de largo plazo.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 5: Estimadores y elasticidades de largo plazo de los modelos de regresión por país de la tasa de crecimiento anual del promedio ponderado de la tasa de interés activa del sistema bancario.

	CR	DO	GT	HN	NI	SV
Muestra	01Q2-14Q4	06Q1-14Q4	06Q2-14Q6	01Q1-14Q4	00Q1-14Q4	07Q1-14Q4
intercepto	-1.535***					
π			0.101***			
π^{pet}		0.196**				
i^{usa}			0.006**	0.004**		
vix	0.036**	0.177***			0.106**	0.042*
ϕ_1	1.427***	0.897***	0.881***	1.420***	0.596***	1.001***
ϕ_2	-0.728***			-0.504***		-0.135***
ϕ_{E1}	-0.716***	-0.470***	-0.415***	-0.381***	-0.605***	
dummies	07q1,08q1,10q1	08q1,10q2		08q2,08q3	10q4,13q1	08q4,09q4,12q3
R^2	0.93	0.85	0.86	0.95	0.58	0.93
π^*			1.454			
π^{pet*}		1.294				
i^{usa*}			0.086	0.035		
vix^*	0.070	1.169			0.163	0.313

NOTA: Sólo son reportados los regresores que resultan estadísticamente significativos. * Significancia al 10.0 %.

** Significancia al 5.0 %. *** Significancia al 1.0 %. π es la inflación, π^{pet} es la tasa de crecimiento anual del precio del petróleo, i^{usa} es la tasa de crecimiento anual de la tasa a tres meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario, vix es la tasa de crecimiento anual del VIX, ϕ_j es el coeficiente del componente autorregresivo de orden j y ϕ_{E1} es el coeficiente del componente autorregresivo estacional de orden 1. * Elasticidad de largo plazo.

Fuente: Elaboración propia.

3.2. Modelos de regresión para variables externas

Siguiendo el IEF del [Banco Central de Honduras \(2015\)](#) así como el trabajo de [Lagarda y otros \(2015\)](#), para Centroamérica son considerados tres escenarios admisibles: el primero, proviene de cambios en el estado económico mundial especialmente motivado por el desempeño de Estados Unidos principal socio comercial, escenario cuyo interés trasciende a esta coyuntura; el segundo, proviene de una mayor volatilidad en los mercados financieros y el tercero de una repentina subida en el precio del petróleo. Conforme a ello se modela la tasa de crecimiento anual del PIB trimestral de Estados Unidos para el primer escenario; la diferencia logarítmica anual del Índice de Volatilidad de Chicago Board Options Exchange y de la tasa a 3 meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario ambas para el segundo escenario, y la diferencia logarítmica anual del precio en dólares del barril de petróleo de West Texas Intermediate en Cushing, Oklahoma para el tercero. La fuente de estas variables es el Federal Reserve Bank of St. Louis.

La ecuación 10, muestra el resultado de la estimación de y_t^{usa} hecha con NLS con corrección HAC, para el período 2000q1-2014q4; donde a parte de una estructura AR(3) y SAR(1) son adicionados como regresores dos variables dummies correspondientes al cuarto trimestre de 2008 y 2009.

$$\Phi(L)y_t^{usa} = 0,338 - 2,675d_{2008q4} + 1,560d_{2009q4} \quad (10)$$

(0,12) (0,13) (0,27)

Donde $\Phi(L) = (1 - 1,14L^1 + 0,22L^3)$, $\Phi_E(L^4) = (1 + 0,38L^4)$, el $R^2 = 0,90$ y entre paréntesis los errores estándar.

La ecuación 11 muestra el resultado de la estimación de i_t^{usa} para el período 2005q1-2014q4, la estimación es hecha con NLS con corrección HAC; obteniendo una estructura AR(1) y SAR(1), los regresores incluidos son dos dummies para los períodos diciembre 2008 y septiembre 2011, junto con la inflación anual del precio del petróleo (π_t^{pet}); esta ecuación puede ser entendida como una regla de mercado sobre la tasa de interés cuya única preocupación es π_t^{pet} .

$$\Phi(L)\Phi_E(L^4)i_t^{usa} = 0,57\pi_{t-3}^{pet} - 427,72d_{2008q4} - 187,90d_{2011q3} \quad (11)$$

(0,242) (17,15) (18,10)

Donde $\Phi(L) = (1 - 0,65L^1)$, $\Phi_E(L^4) = (1 + 0,46L^4)$, el $R^2 = 0,76$ y entre paréntesis los errores estándar.

La ecuación 12 muestra el resultado de la estimación de $vi x_t$ para el período 1992q1-2014q4, la estimación es hecha con el método NLS con corrección HAC; obteniendo una estructura AR(2) y SAR(1), los regresores incluidos son tres dummies para los períodos septiembre 2003, septiembre y diciembre 2009, junto con i_t^{usa} cuya elasticidad negativa indica que la mayor aversión al riesgo está asociada a mayor liquidez.

$$\Phi(L)\Phi_E(L^4)vi x_t = -0,122i_t^{usa} - 71,93d_{2003q3} - 64,66d_{2009q3} - 63,00d_{2009q4} \quad (12)$$

(0,03) (4,80) (6,91) (8,45)

Donde $\Phi(L) = (1 - 0,35L^1 - 0,20L^2)$, $\Phi_E(L^4) = (1 + 0,28L^4)$, el $R^2 = 0,50$ y entre paréntesis los errores estándar.

Finalmente, la ecuación 13 muestra el resultado de la estimación de π_t^{pet} para el período 2005q1-2014q4, la estimación es hecha con el método OLS con corrección HAC; obteniendo una estructura AR(2), los regresores incluidos son tres dummies para los períodos diciembre 2008, 2009 y 2014, junto con y_t^{usa} cuya elasticidad positiva indica que la inflación está asociada a un crecimiento en la demanda.

$$\Phi(L)\pi_t^{pet} = 2,46y_t^{usa} - 82,50d_{2008q4} + 80,34d_{2009q4} - 44,12d_{2014q4} \quad (13)$$

(1,09) (6,99) (4,89) (2,86)

Donde $\Phi(L) = (1 - 0,76L^1 + 0,16L^2)$, el $R^2 = 0,83$ y entre paréntesis los errores estándar.

El sistema conformado por las ecuaciones de 10 al 13, es una estrategia simple para la construcción de escenarios, en la medida que recoge un marco integrado en donde perturbaciones en una variable conlleva efectos en otras, transparentando mecanismos de transmisión.

4. Escenarios para la simulación de estrés

En este trabajo son considerados cuatro escenarios simulados lo largo de 24 trimestres. El primero de ellos, el base, es el que sirve de referencia para los siguientes tres, los cuales caracterizan una determinada situación de estrés. Éste asume las proyecciones de crecimiento económico de Estados Unidos dado por el Fondo Monetario Internacional (World Economic Outlook Database, April 2015). Adicionalmente, incluye incrementos graduales en la tasa de interés externa, específicamente considera que la tasa a 3 meses del tesoro de Estados Unidos en el mercado secundario se incrementa en 25 puntos base en el cuarto trimestre de simulación, situación que se repite cada dos trimestres hasta completar un incremento total de 200 puntos base. Con respecto al precio del petróleo, supone una recuperación gradual, cada trimestre el precio es incrementado a una tasa del 3.0 % hasta estabilizarse en US\$70.0. Finalmente para el caso del VIX es utilizado la ecuación 12 implicando una reducción de su nivel efecto del incremento de tasa.

Los tres escenarios siguientes, los de estrés, son construidos bajo las características de que sean severos y admisibles, el primero de ellos, considera una situación de estrés sobre la actividad económica mundial, en él es simulado una caída del PIB trimestral de Estados Unidos semejante a la acontecida en la crisis 2008¹⁰. Utilizando todos los modelos de regresión estimados, este escenario contempla que el precio del petróleo caiga, haciendo que la tasa de interés se reduzca y por ello se incremente la volatilidad financiera internacional.

Los siguientes dos escenarios de estrés, contemplan situaciones controladas en que sólo es impactada una variable externa manteniendo el resto de ellas tal cual el escenario base. El primero de ellos simula un aumento de la volatilidad financiera internacional a partir de un incremento en el VIX semejante al acontecido en diciembre 2008¹¹. El segundo simula un incremento del precio

¹⁰Esto se logra aplicando en el primer trimestre de simulación un shock negativo equivalente a dos desviaciones estándar de su muestra del 2000-2014, y para los siguientes trimestres el shock siga un proceso autorregresivo de orden uno (AR(1)) con coeficiente de autocorrelación (ρ) igual a 0.80.

¹¹Esto se logra aplicando en el primer trimestre de simulación un shock positivo equivalente al valor del VIX de diciembre 2008 y para los siguientes trimestres este shock sigue un proceso AR(1) con $\rho = 0,85$.

del petróleo situándolo en los US\$100 a partir del quinto trimestre de simulación y regresando gradualmente al precio del escenario base desde el noveno trimestre. El objetivo de estos dos últimos escenarios, es el de mostrar que el impacto sobre la situación económica de los principales bancos es relevante aún en situaciones en que el estrés no provenga de un cambio de la actividad económica de Estados Unidos.

4.1. Resultados de estrés sobre las variables financieras de los bancos

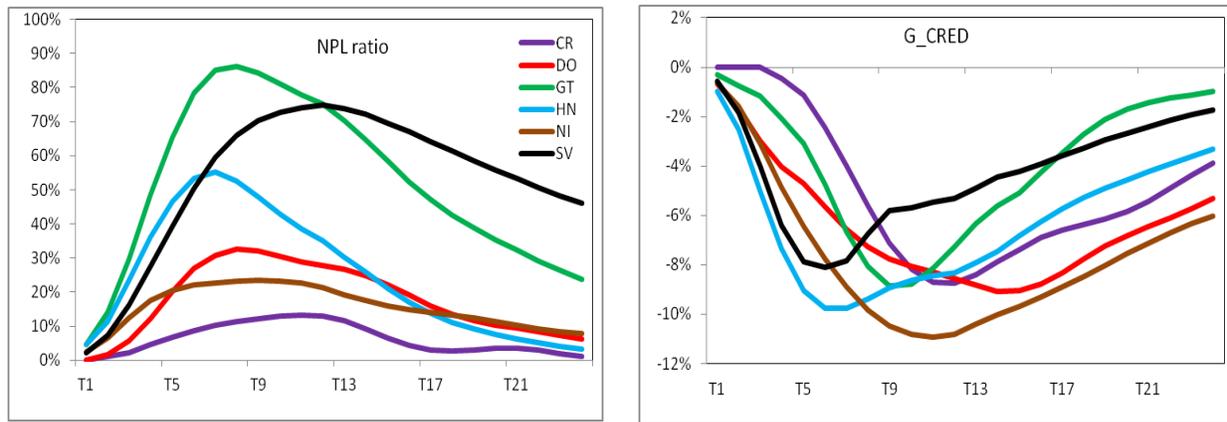
Las estimaciones del NPL ratio y G^{CRED} para todos los países y para los tres escenarios de estrés son comparados con sus respectivas estimaciones de los escenarios base, teniendo así un efecto relativo a éste.

La figura 2 muestra el impacto para los principales bancos de todos los países en sus NPL ratio como en sus G^{CRED} ante un escenario de estrés sobre la actividad económica mundial. Este es un escenario severo, provoca un incremento máximo del NPL ratio en 85.0 % para los bancos en GT, 75.0 % para los de SV y 55.0 % para los de HN, frente a los niveles del escenario base. Respecto al G^{CRED} , éste cae en todos los países a una tasa máxima que va desde el 8.0 % para el caso de los bancos de SV hasta el 10.5 % para el caso de los bancos de NI.

Respecto al segundo escenario de estrés, que simula un aumento del VIX en similar magnitud que el acontecido durante la crisis de 2008, la figura 3 muestra que hay un impacto relevante para todos los países en el NPL ratio de sus principales bancos, con efecto máximo que va desde un 7.2 % para el caso de CR hasta un 23.0 % para el caso de HN. En cuanto al G^{CRED} en este escenario es impactado los principales bancos en CR, NI y DO, de hecho en este último país, el impacto es en magnitud similar al acontecido en el escenario de estrés sobre la actividad económica mundial. Lo anterior muestra que la volatilidad financiera internacional es un determinante importante para los principales bancos de Centroamérica aún en la situación en que la actividad económica mundial no cambie.

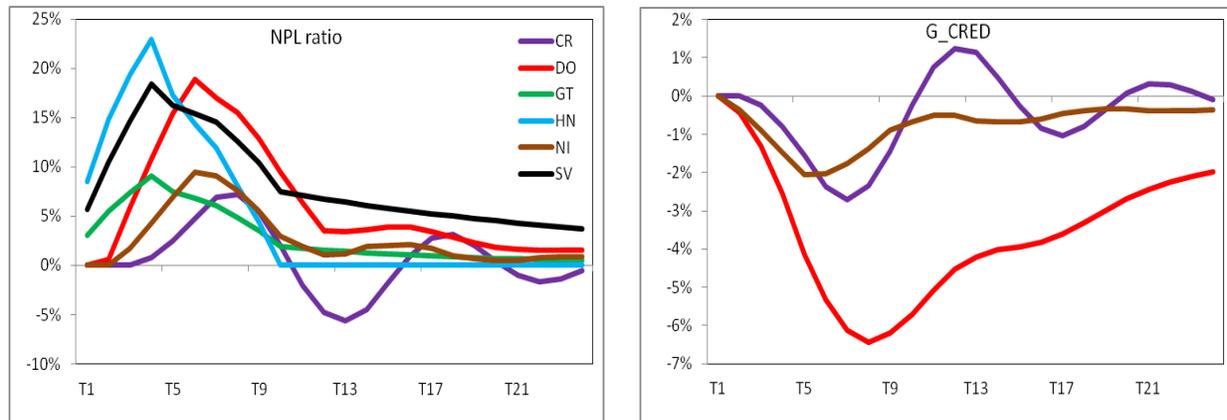
Finalmente, el escenario de estrés sobre el precio del petróleo muestra un impacto sobre el NPL ratio en los principales bancos de DO y NI, en este último país alcanza el mayor efecto (ver figura 4). Con relación a el G^{CRED} este es impactado en los principales bancos en GT, HN, NI y DO. Lo anterior muestra también, efectos relevantes sobre los principales bancos de la mayoría de países de Centroamérica ante escenario de estrés motivados sólo por el precio del petróleo.

Figura 2: EFECTO SOBRE NPL RATIO Y G^{CRED} ANTE UN ESCENARIO DE ESTRÉS SOBRE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA MUNDIAL (DIFERENCIAS RESPECTO AL ESCENARIO BASE.)



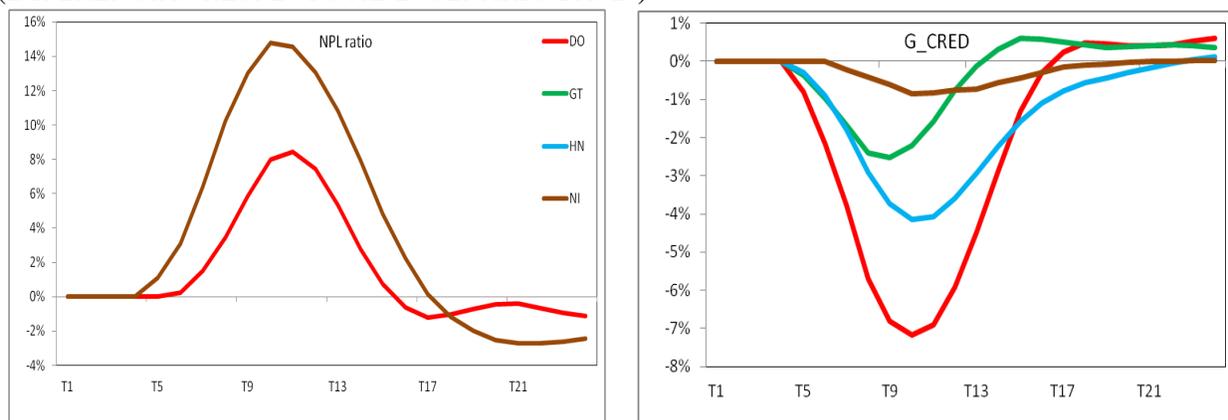
Fuente: Elaboración propia.

Figura 3: EFECTO SOBRE NPL RATIO Y G^{CRED} ANTE UN SHOCK EN LA VOLATILIDAD FINANCIERA INTERNACIONAL (DIFERENCIAS RESPECTO AL ESCENARIO BASE.)



Fuente: Elaboración propia.

Figura 4: EFECTO SOBRE NPL RATIO Y G^{CRED} ANTE UN SHOCK EN EL PRECIO DEL PETRÓLEO (DIFERENCIAS RESPECTO AL ESCENARIO BASE.)



Fuente: Elaboración propia.

5. Conclusiones

Elaborar test de estrés al crédito a un sistema bancario implica disponer de herramientas analíticas que identifiquen, cuantitativa y cualitativamente, relaciones del entorno macroeconómico de un país con la situación económica de cada banco operando en su sistema financiero, o en su defecto con aquellos más importantes. Este trabajo muestra una metodología estándar para elaborar esta herramienta aplicándola a los principales bancos de Centroamérica, tomando como muestra los cinco bancos mas grandes por tamaño de activos en cada país.

Esta metodología consiste en estimar modelos de regresión en el entorno de panel dinámico para dos características del crédito: riesgo y cantidad. Para la primera de ellas, este trabajo muestra que para los principales bancos y para todos los países, la actividad económica tiene un efecto estadísticamente significativo, siendo el factor más importante; adicionalmente, encuentra que otros factores como volatilidad financiera internacional, tasa de interés interna e inflación tienen efectos estadísticamente significativos aunque no en todos los países.

Con respecto a la cantidad de crédito, para los principales bancos y en todos los países, es encontrado que existe un efecto estadísticamente significativo de la actividad económica, siendo en CR, NI y SV el efecto de mayor importancia. Adicionalmente en DO, GT y HN es encontrado un efecto estadísticamente significativo de la inflación, siendo éste para ellos el de mayor importancia; en CR y NI es encontrado un efecto estadísticamente significativo de la tasa de interés y en SV de la tasa de interés externa.

Para DO, GT, HN y NI la situación económica de sus principales bancos es impactada por la inflación a través de diferentes mecanismos. En NI el efecto es vía riesgo de crédito, en GT y HN es vía cantidad de crédito y en DO es mixto.

Al aplicar una metodología para elaborar escenarios macroeconómicos, la cual consiste en vincular las principales variables macroeconómicas de cada país con variables externas a través de un conjunto de regresiones e integrarlas con regresiones macro-financieras, es posible cuantificar los efectos sobre la situación económica en los principales bancos de Centroamérica ante diferentes escenarios de estrés con detonantes en factores externos; destacando, que si bien un shock en la actividad económica mundial es importante, siendo éste el mecanismo tradicional de estrés, también lo es un shock en la volatilidad financiera internacional aún en la situación en que la actividad económica mundial no esté alterada y para los principales bancos de DO, GT, HN y NI en la misma situación resulta importante un shock en el precio del petróleo.

Anexos

A. Resultados test de raíz unitaria para el NPL ratio y G^{cred}

El test de raíz unitaria aplicado tanto para el NPL ratio y G^{cred} para los principales bancos de los países de Centroamérica es el propuesto en [Levin y otros \(2002\)](#), en el que la hipótesis nula es que cada banco en el panel comparte un proceso de raíz unitaria. El cuadro A.1 muestra los resultados de dicho test verificando al 10 % de significancia estadística que los procesos para NPL ratio y G^{cred} de los principales bancos son estacionarios en todos los países de Centroamérica.

Cuadro A.1: Test de raíz unitaria sobre los procesos NPL ratio y G^{cred} de los principales bancos por país de Centroamérica*

VARIABLE	País	MUESTRA	Efecto individual		Levin-Lin-Chu unit-root test	
			Intercepto	Tendencia	Estadístico	Prob.
NPL ratio	CR	2008Q3-2014Q4	Si	No	-5.8771	0
	DO	2008Q1-2014Q4	Si	No	-1.8890	0.0294
	GT	2009Q1-2014Q4	Si	Si	-2.5229	0.0058
	HN	2008Q1-2014Q4	Si	Si	-1.6020	0.0546
	NI	2008Q2-2014Q4	Si	No	-1.5941	0.0555
	SV	2008Q3-2014Q4	Si	Si	-2.7699	0.0028
G^{cred}	CR	2008Q3-2014Q4	Si	No	-3.5826	0.0002
	DO	2010Q1-2014Q4	Si	Si	-1.3055	0.0959
	GT	2009Q3-2014Q4	Si	Si	-2.6099	0.0045
	HN	2008Q3-2014Q4	Si	No	-2.2184	0.0133
	NI	2010Q1-2014Q4	Si	No	-2.0130	0.0221
	SV	2010Q1-2014Q4	Si	No	-1.5800	0.0571

NOTA: *Test con selección de rezago óptimo AIC

Fuente: Elaboración propia.

B. Resultados de experimentos de Monte Carlo para procesos próximos a raíz unitaria

Este apartado presenta dos experimentos de Monte Carlo para un modelo de panel dinámico como el indicado por B.1, en el que la variable dependiente es generada por procesos próximos a raíz unitaria, donde μ_i es el componente idiosincrático y $v_{i,t}$ es ruido blanco.

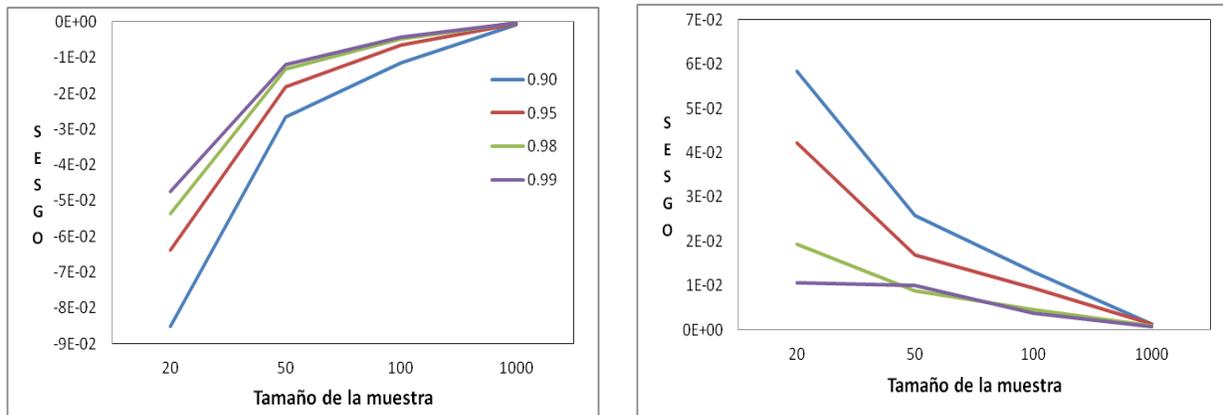
$$y_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 y_{i,t-1} + \beta_3 x_t + u_{i,t} \tag{B.1}$$

$$v_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$$

Ambos experimentos verifican el sesgo en los estimadores inducido por procesos próximos a raíz unitaria en la variable dependiente y como éste tiende a reducirse a medida aumenta el tamaño de la muestra.

En el primer experimento el tamaño de la muestra aumenta únicamente en su dimensión temporal. En efecto, el cuadro B.1 muestra que ante diferentes procesos próximos a raíz unitaria determinados por ciertos valores de β_2 , el sesgo en la estimación de éste y β_3 es menor cuanto más grande es la muestra. La figura B.1 ilustra este caso para los estimadores GMM-AB.

Figura B.1: SESGO EN LOS ESTIMADORES GMM-AB DE $\hat{\beta}_2$ Y $\hat{\beta}_3$ DEL MODELO DADO POR B.1 ANTE DIFERENTES VALORES DE β_2 Y TAMAÑO DE LA DIMENSIÓN TEMPORAL



Fuente: Elaboración propia a partir de experimento de Monte Carlo de 1,000 replicaciones.

Cuadro B.1: Sesgo en los estimadores $\hat{\beta}_2$ y $\hat{\beta}_3$ del modelo dado por B.1 ante diferentes valores de β_2 y tamaño de la dimensión temporal*

TAMAÑO	MÉTODO	OLS		GMM-AB		GMM-FOD	
Tiempo	β_2	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
20	0.90	-8.2E-02	3.5E-02	-8.5E-02	5.8E-02	-7.9E-02	5.6E-02
	0.95	-6.7E-02	2.5E-02	-6.4E-02	4.2E-02	-6.0E-02	4.1E-02
	0.98	-5.7E-02	9.2E-03	-5.4E-02	1.9E-02	-5.1E-02	1.7E-02
	0.99	-5.2E-02	3.6E-03	-4.7E-02	1.1E-02	-4.4E-02	8.9E-03
50	0.90	-2.5E-02	1.9E-02	-2.7E-02	2.6E-02	-2.6E-02	2.6E-02
	0.95	-1.8E-02	1.1E-02	-1.8E-02	1.7E-02	-1.8E-02	1.6E-02
	0.98	-1.4E-02	6.6E-03	-1.3E-02	8.7E-03	-1.3E-02	8.1E-03
	0.99	-1.3E-02	6.5E-03	-1.2E-02	1.0E-02	-1.2E-02	1.0E-02
100	0.90	-1.1E-02	1.0E-02	-1.2E-02	1.3E-02	-1.1E-02	1.3E-02
	0.95	-6.5E-03	7.8E-03	-6.5E-03	9.4E-03	-6.5E-03	9.1E-03
	0.98	-4.8E-03	3.8E-03	-4.7E-03	4.6E-03	-4.7E-03	4.8E-03
	0.99	-4.3E-03	3.1E-03	-4.2E-03	3.7E-03	-4.1E-03	3.7E-03
1000	0.90	-7.4E-04	1.1E-03	-8.0E-04	1.3E-03	-8.1E-04	1.3E-03
	0.95	-6.0E-04	1.1E-03	-6.3E-04	1.3E-03	-6.3E-04	1.3E-03
	0.98	-2.4E-04	7.1E-04	-2.5E-04	9.1E-04	-2.5E-04	9.1E-04
	0.99	-2.0E-04	6.9E-04	-2.0E-04	7.0E-04	-2.0E-04	7.0E-04

NOTA: * Experimento de Monte Carlo de 1,000 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia.

En el segundo experimento se aumenta el tamaño de la muestra variando únicamente los individuos incluidos en el panel. El cuadro B.2 presenta los resultados para diferentes métodos de estimación y la figura B.2 ilustra este caso para los estimadores GMM-AB.

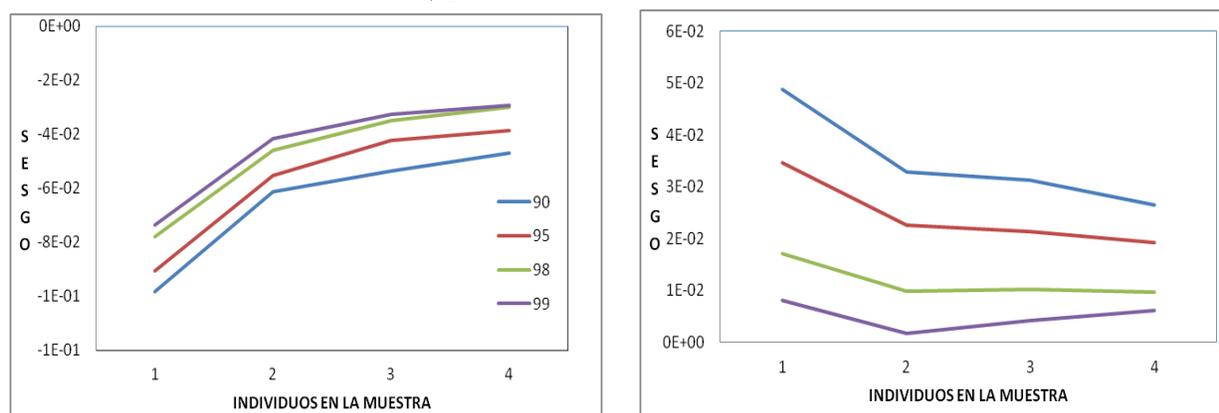
Cuadro B.2: Sesgo en los estimadores $\hat{\beta}_2$ y $\hat{\beta}_3$ del modelo dado por B.1 ante diferentes valores de β_2 e individuos en el panel*

TAMAÑO	MÉTODO	OLS		GMM-AB		GMM-FOD	
Individuo	β_2	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
1	90	-9.8E-02	4.9E-02	-9.8E-02	4.9E-02	-9.3E-02	4.8E-02
	95	-9.0E-02	3.5E-02	-9.0E-02	3.5E-02	-8.7E-02	3.4E-02
	98	-7.8E-02	1.7E-02	-7.8E-02	1.7E-02	-7.5E-02	1.7E-02
	99	-7.4E-02	8.1E-03	-7.4E-02	8.1E-03	-7.0E-02	7.6E-03
2	90	-6.1E-02	3.3E-02	-6.1E-02	3.3E-02	-5.9E-02	3.1E-02
	95	-5.5E-02	2.3E-02	-5.5E-02	2.3E-02	-5.3E-02	2.2E-02
	98	-4.6E-02	9.8E-03	-4.6E-02	9.8E-03	-4.4E-02	1.1E-02
	99	-4.2E-02	1.6E-03	-4.2E-02	1.6E-03	-4.0E-02	1.3E-03
3	90	-5.4E-02	3.1E-02	-5.4E-02	3.1E-02	-5.2E-02	3.0E-02
	95	-4.2E-02	2.1E-02	-4.2E-02	2.1E-02	-4.1E-02	2.1E-02
	98	-3.5E-02	1.0E-02	-3.5E-02	1.0E-02	-3.3E-02	1.0E-02
	99	-3.3E-02	4.1E-03	-3.3E-02	4.1E-03	-3.1E-02	5.2E-03
4	90	-4.7E-02	2.6E-02	-4.7E-02	2.6E-02	-4.5E-02	2.6E-02
	95	-3.9E-02	1.9E-02	-3.9E-02	1.9E-02	-3.7E-02	1.8E-02
	98	-3.0E-02	9.6E-03	-3.0E-02	9.6E-03	-2.8E-02	9.1E-03
	99	-2.9E-02	6.1E-03	-2.9E-02	6.1E-03	-2.8E-02	6.1E-03

NOTA: * Experimento de Monte Carlo de 1,000 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia.

Figura B.2: SESGO EN LOS ESTIMADORES GMM-AB DE $\hat{\beta}_2$ Y $\hat{\beta}_3$ DEL MODELO DADO POR B.1 ANTE DIFERENTES VALORES DE β_2 E INDIVIDUOS EN EL PANEL



Fuente: Elaboración propia a partir de experimento de Monte Carlo de 1,000 replicaciones.

C. Resultado de test de agregación

El test de agregación permite conocer el conjunto de bancos que pueden ser incluidos en un modelo de regresión de panel, a partir de verificar la hipótesis nula de que los valores de los parámetros de un modelo de regresión para cada banco sean estadísticamente iguales entre dichos bancos.

El modelo de regresión para cada banco considera que sus errores de estimación se encuentran correlacionados en el tiempo (autocorrelación temporal) y a la vez correlacionados entre cada banco dado un mismo tiempo. Bajo estas consideraciones la estimación debe hacerse a través de la metodología de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR). En efecto, el procedimiento consiste en aplicar SUR tanto para el modelo de NPL ratio y G^{cred} para los cinco principales bancos de cada país; luego se aplica el test de agregación, si en ambos modelos se acepta la hipótesis nula de igualdad estadística de parámetros al 5 % de significancia, entonces se incluyen a los cinco bancos en un modelo de panel para cada variable; en caso contrario de los cinco bancos se realizan cuantas combinaciones sea posible de cuatro bancos, aplicando el test de agregación para cada combinación hasta verificar el criterio de inclusión en el panel; de no aceptarse se realizan

combinaciones de tres bancos hasta verificar el criterio y así de manera sucesiva. El cuadro C.1 muestra los test estadísticos de agregación (χ^2) y el número de bancos incluidos en el panel para cada país y para cada variable.

Cuadro C.1: Test estadísticos de agregación (χ^2) y número de bancos incluidos en el panel para cada país y variable

Variable	País	Bancos (Nº)	χ^2	df	Prob.
NPL ratio	CR	5	12.86	8	0.1167
	DO	3	3.64	4	0.4572
	GT	3	8.66	4	0.0702
	HN	5	15.01	12	0.2407
	NI	5	6.5	12	0.889
	SV	5	13.81	4	0.0869
G^{cred}	CR	5	13.83	8	0.0863
	DO	3	7.16	6	0.3066
	GT	3	7.72	4	0.1024
	HN	5	9.57	8	0.2967
	NI	5	11.49	8	0.1757
	SV	5	15.42	8	0.0515

Fuente: Elaboración propia.

Bibliografías

ALFARO, RODRIGO; CALVO, DANIEL y ODA, DANIEL (2008). «Banking Risk Exposure». *Working Papers 503*, Banco Central de Chile.

ARELLANO, MANUEL y BOND, STEPHEN (1991). «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations». *Review of Economic Studies*, **58(2)**, pp. 277–97.

ARELLANO, MANUEL y BOVER, OLYMPIA (1995). «Another look at the instrumental variable estimation of error-components models». *Journal of Econometrics*, **68(1)**, pp. 29–51.

BANCO CENTRAL DE HONDURAS (2015). *Informe de Estabilidad Financiera diciembre 2014*.
http://www.bch.hn/esteco/informeef/ief_diciembre_2014.pdf

BANCO CENTRAL DE NICARAGUA (2014). *Informe de Estabilidad Financiera*.
http://www.bcn.gob.ni/publicaciones/periodicidad/semestral/estabilidad_financiera/IEF_1_2014.pdf

BANCO CENTRAL DE RESERVA DE EL SALVADOR (2015). *Informe de Estabilidad Financiera a diciembre 2014*.
<http://www.bcr.gob.sv/bcrsite/uploaded/content/category/1268625420.pdf>

GARCÍA, CARLOS y SAGNER, ANDRÉS (2011). «Crédito, Exceso de toma de Riesgo, Costo de Crédito y ciclo Económico en Chile». *Working Papers 645*, Banco Central de Chile.

HANSEN, LARS PETER (1982). «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators». *Econometrica*, **50(4)**, pp. 1029–54.

LAGARDA, G.; MANZANO, O. y PRAT, J. (2015). “*El legado de la crisis, Opciones de políticas en un entorno favorable*”. Washington, DC.: Banco Interamericano de Desarrollo.
<http://publications.iadb.org/handle/11319/6821?locale-attribute=es>

- LEVIN, ANDREW; LIN, CHIEN-FU y JAMES CHU, CHIA-SHANG (2002). «Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties». *Journal of Econometrics*, **108(1)**, pp. 1–24.
- MAINO, RODOLFO y TINTCHEV, KALIN (2012). «From Stress to Costress; Stress Testing Interconnected Banking Systems». *IMF Working Papers 12/53*, International Monetary Fund.
- MIES, VERÓNICA; MORANDÉ, FELIPE y TAPIA, MATÍAS (2002). «Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión». *Working Papers Central Bank of Chile 181*, Central Bank of Chile.
- NEWBY, WHITNEY K. y WEST, KENNETH D. (1986). «A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix». *Nber technical working papers*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- NICKELL, STEPHEN J (1981). «Biases in Dynamic Models with Fixed Effects». *Econometrica*, **49(6)**, pp. 1417–26.
- NORTH, DOUGLASS C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- PINCHEIRA, PABLO y GARCÍA, ÁLVARO (2012). «En busca de un buen marco de referencia predictivo para la inflación en Chile». *El Trimestre Económico*, **LXXIX (1)(313)**, pp. 85–123.
- ROODMAN, DAVID (2006). «How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata». *Working Papers 103*, Center for Global Development.
- (2009). «How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata». *Stata Journal*, **9(1)**, pp. 86–136.
- SCHMIEDER, CHRISTIAN; HASAN, MAHER y PUHR, CLAUS (2011). «Next Generation Balance Sheet Stress Testing». *IMF Working Papers 11/83*, International Monetary Fund.