

La relación entre los ciclos económicos y del crédito en América Central y la República Dominicana

Francisco Ramírez

Resumen

Este capítulo provee evidencia sobre la relación entre el crédito y la actividad real en Centroamérica y la República Dominicana (RD). Para ello, se investigó el vínculo entre el crédito y la actividad real para el caso de un grupo de países en desarrollo con mercados financieros limitados, donde el crédito bancario es la principal fuente externa de financiamiento del sector privado. Con este fin, se compiló información sobre el crédito al sector privado y de actividad económica para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. La información se analizó mediante técnicas estadísticas convencionales (contrastos de causalidad de Granger y análisis espectral) para identificar hechos estilizados asociados con la relación entre crédito y actividad. Se encontró una relación positiva entre el crédito al sector privado y la actividad económica para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. La relación entre el crédito y la actividad en ciclos de 10 o más años es relevante en Costa Rica y la RD. Hay evidencia que sugiere que el crédito precede a la actividad económica en frecuencias de ciclo económico en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y la RD. Excluyendo Nicaragua, este patrón es observado en ciclos de ocho años para las economías mencionadas. En el caso de Guatemala no se encontró evidencia estadística de la precedencia del crédito a la actividad económica.

Palabras clave: ciclo del crédito, crédito bancario, ciclo económico, países en desarrollo, Centroamérica, República Dominicana.

Clasificación JEL: C32, E32, E51.

F. Ramírez <f.ramirez@bancentral.gov.do>, Banco Central de la República Dominicana. Agradezco la excelente ayuda y sugerencias de Fernando Casanova. Los puntos de vista expresados en este capítulo son los del autor y no reflejan las opiniones del Banco Central de la República Dominicana.

1. INTRODUCCIÓN

Desde el inicio de la crisis financiera internacional en 2007-2009 ha habido un interés renovado por entender la relación entre los mercados financieros y la economía real, así como por las implicaciones para la elaboración de la política monetaria. En particular, hay un resurgimiento en la bibliografía macroeconómica, tanto teórica como empírica, de la relación entre los ciclos del crédito y económicos y el papel de los choques de crédito sobre la dinámica económica.

Desde la perspectiva empírica, se han recabado nuevas evidencias acerca del papel del crédito en diferentes periodos de expansión y recesión, generalmente asociadas a las frecuencias de los ciclos económicos en las economías avanzadas (Helbling *et al.*, 2010; Zhu, 2011; Busch, 2012; Chen *et al.*, 2012; and Claessens *et al.*, 2011), en las economías emergentes y, recientemente, en América Latina (Gómez-González *et al.*, 2013).

El fin de este estudio es proveer evidencia sobre la relación entre el crédito y la actividad real en Centroamérica y la República Dominicana (en adelante RD). Se revisaron los datos empíricos de la relación entre el crédito y la actividad real para el caso de un grupo de países en desarrollo con mercados financieros limitados donde el crédito bancario es la fuente principal de financiamiento externo para el sector privado. La cantidad de estudios empíricos que analizan este fenómeno en países en desarrollo y emergentes ha crecido, pero con poca atención en las economías en desarrollo. Este documento busca llenar ese vacío en la bibliografía.

Para llegar a esta meta, se recabó información de los créditos al sector privado y de la actividad económica agregada para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. Los datos se analizaron usando herramientas estadísticas simples para identificar los hechos estilizados acerca de la relación entre el crédito y la actividad. En primer lugar, se usaron correlaciones cruzadas y causalidad de Granger para entender la relación estadística entre estas series de tiempo y cómo los hechos coinciden con las teorías convencionales sobre las vinculaciones de crédito y producto. En una segunda etapa, con el uso de técnicas de descomposición del análisis espectral se exploró la relación entre el crédito y la actividad en diferentes frecuencias. Es decir, estimé y clasifiqué por orden de importancia el tipo de ciclos que caracterizan cada serie de

tiempo, además de investigar la frecuencia con la cual se verifica la relación. Esto es relevante porque, según la teoría macroeconómica, el crédito desempeña un papel significativo en las fluctuaciones reales en las frecuencias de los ciclos económicos (Kiyotaky y Moore, 1997; Bernanke *et al.*, 1999; entre otros), lo cual significa que los datos del crédito y la actividad económica deben mostrar una covarianza alta en estas frecuencias.

En cuanto a los resultados, el estudio obtiene hallazgos mixtos para los países en análisis. Primero, encuentro una relación positiva entre el crédito y la actividad real en frecuencias asociadas a los ciclos económicos (esto es, ciclos entre 1.5 y 8 años) para todos los países. Segundo, la relación entre el crédito y la economía en los ciclos que duran 10 o más años parecen relevantes en Costa Rica y la República Dominicana. Tercero, hay evidencia que sugiere que el crédito precede a la actividad económica en las frecuencias de los ciclos económicos en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y la RD. Con excepción de Nicaragua, se observa también este patrón en ciclos de más de ocho años en las economías mencionadas. En el caso de Guatemala, no hay evidencia de precedencia estadística del crédito a la actividad económica.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 2 resume las principales teorías de los ciclos de crédito y sus implicaciones en la actividad económica real; y también, presenta bibliografía empírica relacionada. La sección 3 ofrece una descripción de los datos y del análisis empírico. La sección 4 presenta los comentarios finales.

2. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

2.1 Teoría

Es de larga data el interés de la investigación sobre el papel que los ciclos de crédito desempeñan en las fluctuaciones económicas. Hay distintas teorías que difieren sobre el tipo de relación que hay y sobre el papel activo o pasivo del crédito en la generación de ciclos reales. Por ejemplo, Hayek (1929) sostenía que las recesiones son el resultado de los ciclos de crédito. Un auge del crédito reduce las tasas de interés y aumenta la inversión en relación con el ahorro. El aumento de la demanda agregada, dados el mayor consumo e inversión,

eleva los precios al consumidor, haciendo que los bienes de consumo sean más redituables que los bienes de capital, y, por lo tanto, la inversión pasa de los bienes de capital a los bienes de consumo, lo que, al final, lleva a la recesión.

Otro autor que ubica al crédito en el eje de las fluctuaciones económicas es Minsky (1982). Tiene una teoría asociada con los ciclos económicos largos (más de cinco años) y relaciona la innovación financiera con periodos de crecimiento estable que fomentan la toma de riesgos. En otras palabras, los cambios en los mercados financieros son responsables de las condiciones económicas a mediano plazo. El mecanismo implica que una economía sobrecalentada inducirá a un ajuste contractivo de la política monetaria y finalmente provocará una recesión.

La investigación reciente resalta la relevancia de los vínculos entre el crédito y los precios de activos. Brunner y Meztler (1990) incorporan el mercado de crédito al modelo IS-LM, y muestran que los choques de crédito y de precios de los activos son fuentes de fluctuaciones relevantes en el ciclo económico.

Las teorías macroeconómicas del crédito contemporáneas abordan la relación entre las frecuencias de los ciclos económicos y los mercados financieros y destacan las imperfecciones del mercado tales como la información asimétrica entre los agentes, y otras fricciones financieras. Siguiendo este enfoque, el mercado de crédito desempeña el papel de mecanismo de propagación de los ciclos económicos cuando la economía está afectada por choques (Kiyotaki, 1998; Kocherlakota, 2000). En otras palabras, en esta bibliografía los mercados de crédito y financieros tienen un papel periférico que, dadas las fricciones financieras, son mecanismos de amplificación de las fluctuaciones macroeconómicas. El mecanismo más popular de este tipo es el acelerador financiero desarrollado por Bernanke *et al.* (1999); quienes afirman que, debido a la información imperfecta de los mercados de crédito, las fluctuaciones en los precios de los activos tienen efecto sobre el valor neto de los agentes y, por lo tanto, influyen en su capacidad de endeudamiento, inversión y consumo, provocando más volatilidad en la economía. Céspedes *et al.* (2004), y Caballero y Krishnamurthy (1998) han aplicado este mecanismo a economías abiertas y a los mercados emergentes.

2.2 Bibliografía empírica

La bibliografía empírica reciente sobre la relación entre el crédito y la actividad económica se enfoca en el papel y el peso que los choques financieros han tenido durante la Gran Recesión para los países desarrollados, su importancia para explicar los ciclos económicos mundiales y las lecciones a partir de la experiencia de los mercados emergentes sobre la manera en que enfrentaron los efectos reales de una crisis financiera.

Helbling *et al.* (2010) analizan el papel de los choques crediticios sobre los ciclos económicos mundiales para las economías del G7. Usando una metodología VAR concluyen que en las frecuencias del ciclo económico, el crédito tiene tanto efecto como la productividad para explicar la actividad económica para este grupo específico de economías que, en conjunto, representan casi un 40% de la economía mundial.

Claessens *et al.* (2011) estudian en detalle la interacción entre los ciclos económicos y los financieros usando una base de datos de 44 países para un periodo de 50 años. Ellos enumeran distintos e interesantes hallazgos sobre las recesiones. En primer lugar, los ciclos financieros a menudo son más pronunciados que los ciclos económicos, con fases descendentes más profundas y más intensas que las recesiones. En segundo lugar, las recesiones acompañadas de perturbaciones financieras tienden a ser más prolongadas y más profundas que otro tipo de recesiones. En particular, las recesiones asociadas a caídas en los precios de los inmuebles duran significativamente más que las recesiones sin este tipo de perturbaciones, en especial para 1.5 trimestres en promedio. Tercero, las recesiones con contracciones del crédito y caídas en los precios de los inmuebles darían lugar a caídas del producto significativamente más grandes y, en consecuencia, a mayores pérdidas acumuladas del producto (más de cuatro puntos porcentuales en el caso de caídas en los precios de las viviendas) en comparación con las recesiones sin estos episodios. También las recesiones acompañadas de caídas en los precios del capital accionario se asocian con bajas significativamente más grandes del producto que en el caso de las recesiones sin estas caídas, si bien las pérdidas acumuladas características de este tipo de recesión son de alguna manera menores que las que aparecen en recesiones acompañadas de contracciones del crédito o de caídas en los precios de las viviendas.

Del mismo modo en que las perturbaciones financieras se asocian con recesiones más profundas y más prolongadas, la recuperación luego de perturbaciones asociadas a el crédito o con los auges en el precio de las viviendas es más corta y está vinculada con un crecimiento del producto más fuerte. La velocidad de la recuperación es también mayor en aquellos episodios asociados con auges financieros. Las recuperaciones con auges financieros no están necesariamente ligadas a un rápido crecimiento de las variables financieras, lo cual refleja la persistencia de fases de contracción financiera durante la recuperación. Estos resultados indican que los cambios en los precios de activos tienden a jugar un papel crítico en la determinación de la duración y en el costo de las recesiones así como en la fortaleza de la recuperación.

Se han realizado estudios de la relación crédito-producto distinguiendo tipos de ciclos de frecuencia para las economías de Estados Unidos y de la zona del euro. Chen *et al.* (2012) usan un modelo de componentes no observables multivariados con cambios de fase para analizar las interacciones entre las variables financieras y el producto. Ellos hallan que tanto los ciclos de más largo plazo como los económicos del producto se vinculan a los precios de los activos, las tasas de interés y el crédito. Sin embargo, Zhu (2011), usando los métodos de tiempo y de dominio de las frecuencias, examina la relación crédito-producto y concluye que la relación cíclica entre las dos variables es débil en Estados Unidos, relativamente débil en Japón y fuerte en la zona del euro. Para América Latina, Reyes *et al.* (2013) analizan el problema de la tasa de interés y hallan que los ciclos de crédito y de actividad con duración de 1.25 años a menos de ocho son más volátiles que los ciclos medianos (8 a 20 años) en Colombia, Chile y Perú. En términos de causalidad, documentan que el crédito precede a la actividad, siendo negativo en el caso de los ciclos a corto plazo y positivo en las fluctuaciones del producto interno bruto (PIB) a mediano plazo.

3. DATOS Y ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1 Datos

Este estudio usa datos mensuales de los préstamos al sector privado del sistema bancario como una medida de crédito agregado, y

recurre a los índices de producción y de actividad económica como indicadores del PIB o de la actividad económica real. Las fuentes de datos son los bancos centrales de Centroamérica y de la República Dominicana así como la base de datos macroeconómicos del Consejo Monetario Centroamericano.

La elección de estos conjuntos de datos se basa en dos razones. Primero, dado que el sector financiero en estos países es básicamente el sistema bancario, y que no hay datos disponibles sobre los mercados financiero y de bonos corporativos internos, el análisis restringe la definición de crédito solamente a los préstamos al sector privado. Segundo, los datos mensuales se usan porque las series de tiempo del PIB de algunos de los países no están disponibles con suficientes observaciones (Nicaragua) o sólo hay datos anuales (Honduras); pero para cada uno de estos países existe una medida mensual de la producción o de la actividad económica que uso por razones de conveniencia. Sin embargo, a pesar de los beneficios al usar estos datos, el tamaño de la muestra no es igual para todos los países.

Finalmente, todas las series están desestacionalizadas y deflactadas por el IPC de cada país. La gráfica 1 presenta la evolución de los logaritmos de los préstamos al sector privado real y la actividad económica real. El primer rasgo prominente es la covariación sustancial entre los préstamos reales y la actividad económica para todos los países a pesar de las diferencias en la variabilidad en torno al comportamiento de la tendencia. Excepto para RD y Nicaragua, donde las series de préstamos muestran movimientos de tendencia marcados con respecto a la actividad real, todos los otros países muestran un comportamiento de la tendencia de los préstamos similar a la tendencia de la actividad real.

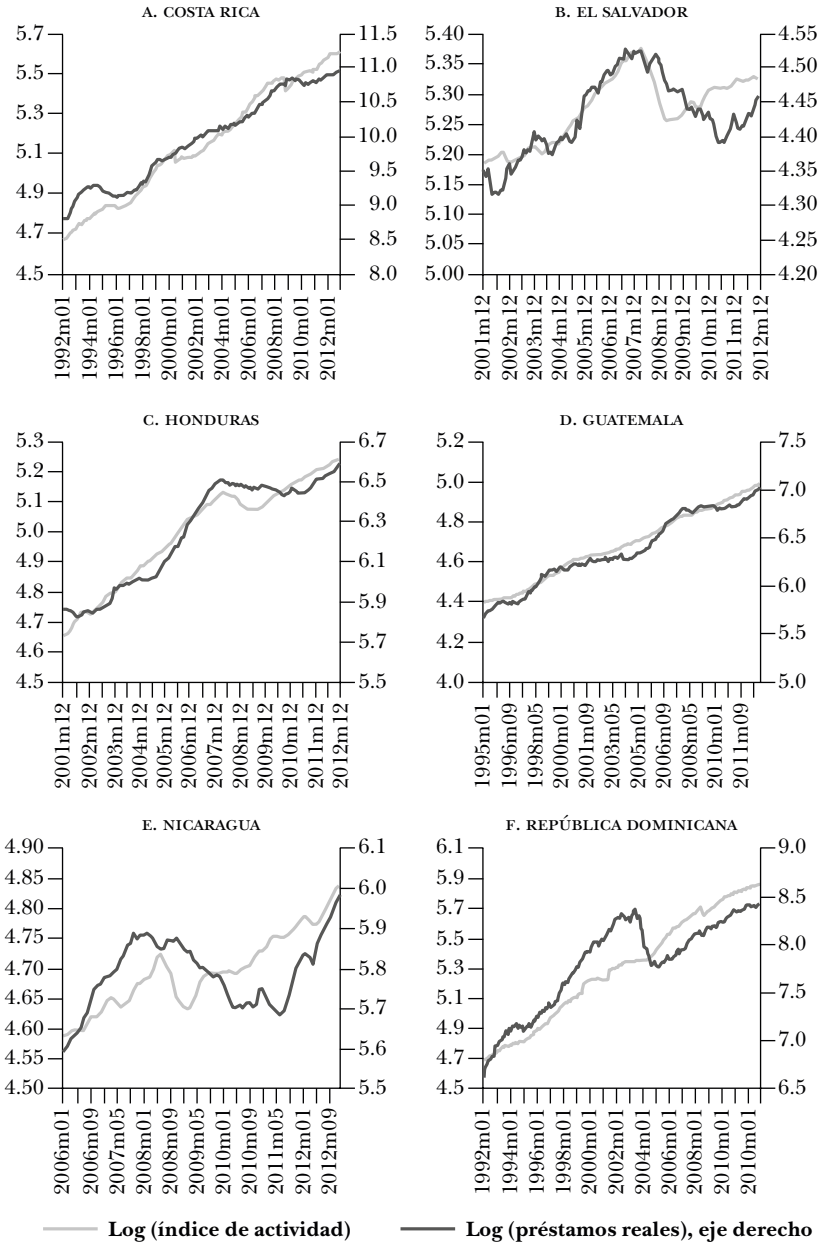
El cuadro 1 analiza más detalladamente las regularidades estadísticas entre ambas series. Proporciona algunas estadísticas para las series de los índices de crecimiento anual de los préstamos reales y de la actividad económica.

En general, los préstamos reales tienden a crecer a tasas anuales promedio más altas y exhiben más volatilidad que la actividad económica en los países analizados, con la excepción de El Salvador. Los préstamos reales crecen a tasas que duplican el crecimiento de la actividad económica en Costa Rica, Guatemala y República Dominicana; son casi 1.3 veces en el caso de Honduras; y son relativamente equivalentes en Nicaragua y El Salvador.

Gráfica 1

PRÉSTAMOS REALES E ÍNDICE DE ACTIVIDAD ECONÓMICA

En logaritmos



Cuadro 1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO ANUAL

Porcentajes

| <i>Países</i> | <i>Índice de actividad económica</i> | | <i>Préstamos reales</i> | | <i>Muestra</i> |
|----------------------|--------------------------------------|----------------------------|-------------------------|----------------------------|-----------------------|
| | <i>Promedio</i> | <i>Desviación estándar</i> | <i>Promedio</i> | <i>Desviación estándar</i> | |
| Costa Rica | 4.7 | 3.8 | 9.7 | 10.5 | Ene. 1992 – Dic. 2012 |
| El Salvador | 1.3 | 4.3 | 1.0 | 3.7 | Ene. 2002 – Dic. 2012 |
| Honduras | 5.2 | 4.4 | 6.9 | 7.8 | Dic. 2002 – Dic. 2012 |
| Guatemala | 3.3 | 3.1 | 7.1 | 6.5 | Ene. 1996 – Dic. 2012 |
| Nicaragua | 3.2 | 4.4 | 3.5 | 10.1 | Ene. 2007 – Dic. 2012 |
| República Dominicana | 5.9 | 3.9 | 9.2 | 14.7 | Ene. 1992 – Dic. 2012 |

Cuando examino una muestra común, 2007-2012, el periodo que incluye la turbulencia financiera internacional, excluyendo a Guatemala y la República Dominicana, no existen cambios sustanciales en el comportamiento de las series observadas. Para Guatemala, los préstamos reales se tornan más volátiles con respecto a la actividad, y en el caso de la RD, la conducta que se observa es opuesta.

3.2 Análisis empírico

3.2.1 Correlación cruzada en el dominio del tiempo

En esta sección analizo la relación entre los préstamos reales y la actividad económica usando el análisis de correlación cruzada. La correlación cruzada es una herramienta común de análisis empírico en la macroeconomía que consiste en estimar los coeficientes de correlación de una variable X con adelantos y rezagos de la variable Y . Esto es, el coeficiente de correlación cruzada de la muestra de orden k entre X y Y es:

1

$$\rho(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sqrt{\gamma_{xx}(0)}\sqrt{\gamma_{yy}(0)}}$$

2

$$\gamma_{xy}(k) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-k} ((x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}))/T & k = 0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{T-k} ((y_t - \bar{y})(x_{t+k} - \bar{x}))/T & k = 0, -1, -2, \dots \end{cases}$$

donde $\gamma_{xy}(k)$ es la covarianza cruzada entre X y Y , y $\gamma_{xx}(0)$ ($\gamma_{yy}(0)$) es la varianza de X (Y).

Si el coeficiente de correlación cruzada es positivo, se dice que X y Y son procíclicas, y si es negativo son anticíclicas. También, si se observa una alta correlación con el rezago k -ésimo de X , es decir $\text{corr}(x_{t-k}, y_t)$, entonces se dice que X adelanta a Y , o que los valores pasados de X brindan información sobre los valores actuales de Y . Por otra parte, si se verifica la correlación máxima con el adelanto k -ésimo de X , concluyo que X rezaga a Y .

El cómputo de los coeficientes de correlación cruzada supone que las series son estacionarias; por lo tanto, calculo los coeficientes usando las tasas anuales de crecimiento de los préstamos reales y de la actividad económica. Además, presento los resultados del cómputo de las correlaciones cruzadas usando las series filtradas con el filtro de Hodrick-Prescott. El cuadro 2 muestra los resultados para cada país especificando cómo varía el tamaño de la muestra entre ellos.

Cuadro 2

| CORRELACIONES CRUZADAS | | | |
|--|----------------------------|---------------------------------------|-----------------------|
| Correlación máxima, con número de meses anticipados (+) o rezagados(-) de los préstamos reales | | | |
| <i>País</i> | <i>Tasa de crecimiento</i> | <i>Con filtro de Hodrick-Prescott</i> | <i>Muestra</i> |
| Costa Rica | 0.33(+11) | 0.31(-3) | Ene. 1992 – Dic. 2012 |
| El Salvador | 0.56(+5) | 0.39(+5) | Dic. 2002–Dic. 2012 |
| Honduras | 0.52(+2) | 0.36(+5) | Dic. 2002–Dic. 2012 |
| Guatemala | 0.26(0) | 0.17(0) | Ene. 1996–Dic. 2012 |
| Nicaragua | 0.45(+10) | 0.30(0) | Ene. 2007–Dic. 2012 |
| República Dominicana | 0.44(+6) | 0.45(+2) | Ene. 1992–Dic. 2012 |

Según el cuadro 2, los préstamos reales evolucionan procíclicamente con la actividad económica; sin embargo, esta no parece ser una variable que anticipe la actividad económica. Cuando las correlaciones se calculan usando las tasas de crecimiento, los préstamos rezagan la actividad económica en casi un año en el caso de Costa Rica y Nicaragua, y entre dos a seis meses en El Salvador, Honduras y la RD. Por otra parte, en Guatemala parece ser una variable coincidente, pero con un coeficiente bajo.

Los resultados no varían con el uso de variables filtradas en lugar de las tasas de crecimiento. Sólo en Costa Rica los valores pasados de los préstamos brindan información sobre los valores actuales de la actividad real y esto se hace con un rezago de tres meses. En otros países los préstamos rezagan la actividad económica en cinco meses y coinciden en Guatemala y en Nicaragua.

En conclusión, el análisis de correlaciones cruzadas sugiere una relación entre las variables, pero la evidencia indica que los préstamos reales son una variable dirigida por la actividad económica. Sin embargo, una característica de nuestros datos de préstamos es que están compuestos de nuevos préstamos y también de amortizaciones, lo cual implica que el crecimiento no refleja exclusivamente el otorgamiento de nuevos préstamos.

Para aclarar más aún la relación entre el crédito real y la actividad, realizo un análisis de precedencia estadística. El cuadro 3 muestra las pruebas de causalidad de Granger entre los préstamos reales y las tasas de crecimiento anual de la actividad con diferentes rezagos. La prueba de Granger señala que los préstamos reales *preceden* el comportamiento de la actividad en RD, Guatemala y Nicaragua, y muestra los resultados mixtos en el caso de Honduras. No se encuentra evidencia de la causalidad de Granger en Costa Rica ni en El Salvador.

3.2.2 Crédito y actividad en el dominio de las frecuencias

En esta sección analizo la relación usando el análisis espectral. Hay distintas teorías de la relación entre el crédito y la actividad económica dependiendo del horizonte en el cual se analiza la relación. Por ejemplo, como se menciona en la sección 2, Misky (1982) establece que las innovaciones financieras llevan a ciclos relativamente largos de crecimiento estable e inducen a la toma de riesgos, provocando una espiral de crédito que finaliza en recesión. En este caso,

Cuadro 3

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

| Países | H_0 | Rezagos | | | | |
|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | | 2 | 4 | 8 | 12 | 24 |
| Costa Rica | $Cr \rightarrow Y$ | 0.66 | 0.38 | 1.17 | 1.23 | 1.18 |
| | $Y \rightarrow Cr$ | 0.07 | 0.85 | 1.49 | 1.31 | 1.12 |
| El Salvador | $Cr \rightarrow Y$ | 0.48 | 0.34 | 0.89 | 0.91 | 1.39 |
| | $Y \rightarrow Cr$ | 2.12 | 1.12 | 1.23 | 1.26 | 1.66 ^a |
| Honduras | $Cr \rightarrow Y$ | 2.05 | 3.00 ^b | 1.99 ^b | 2.08 ^b | 1.64 ^a |
| | $Y \rightarrow Cr$ | 4.50 ^b | 2.20 ^a | 1.50 | 1.62 ^a | 1.81 ^b |
| Guatemala | $Cr \rightarrow Y$ | 2.04 | 0.81 | 0.69 | 1.77 ^a | 1.15 |
| | $Y \rightarrow Cr$ | 0.09 | 0.39 | 0.86 | 0.82 | 1.33 |
| Nicaragua | $Cr \rightarrow Y$ | 0.54 | 1.02 | 1.70 | 1.82 ^a | |
| | $Y \rightarrow Cr$ | 0.48 | 0.39 | 0.93 | 1.38 | |
| República Dominicana | $Cr \rightarrow Y$ | 14.10 ^c | 10.45 ^c | 5.95 ^a | 5.13 ^c | 2.25 ^c |
| | $Y \rightarrow Cr$ | 4.09 ^b | 1.80 | 1.63 | 1.67 ^a | 1.16 |

Nota: \rightarrow no causa en el sentido de Granger. H_0 se rechaza al ^a 1%, ^b 5% y ^c 10 por ciento.

se debe esperar que el crédito y la actividad económica estén fuertemente correlacionados en frecuencias asociadas a ciclos de 5 a 10 años de duración.

La frecuencia o el análisis espectral consiste en la descomposición de la variabilidad (en el caso de una variable) o de la covariabilidad (en el caso de dos o más variables) en diferentes frecuencias. Este enfoque debería aclarar la idea de si la evidencia de la correlación entre dos variables sucede sólo por la duración del ciclo que se analiza.

Primero procedemos mostrando un análisis univariado mediante la estimación del periodograma, que es una herramienta que describe cuánta variación de las series se representa por las frecuencias relacionadas con cada ciclo. Con esta información, exploro visualmente si la distribución de la varianza entre las frecuencias de cada serie muestra cualquier tipo de correspondencia. Luego, analizo formalmente la covariabilidad de ambas series usando un análisis de datos bivariados en el dominio de frecuencia, por medio del cálculo

del coespectro, de la cuadratura y de la coherencia; cada uno da una idea del comovimiento de ambas series por frecuencia. Finalmente, se hace la prueba de causalidad de Granger en el dominio de la frecuencia usando la prueba propuesta en Breitung y Candelon (2006).

3.2.3 *Análisis univariado*

Siguiendo a Hamilton (1994), puede expresarse el periodograma de la muestra o la densidad espectral estimada como:

$$3 \quad s_y(\omega_j) = \frac{1}{2\pi T} \left\{ \left[\sum_{t=1}^T y_t \cos[\omega_j(t-1)] \right]^2 + \left[\sum_{t=1}^T y_t \sin[\omega_j(t-1)] \right]^2 \right\},$$

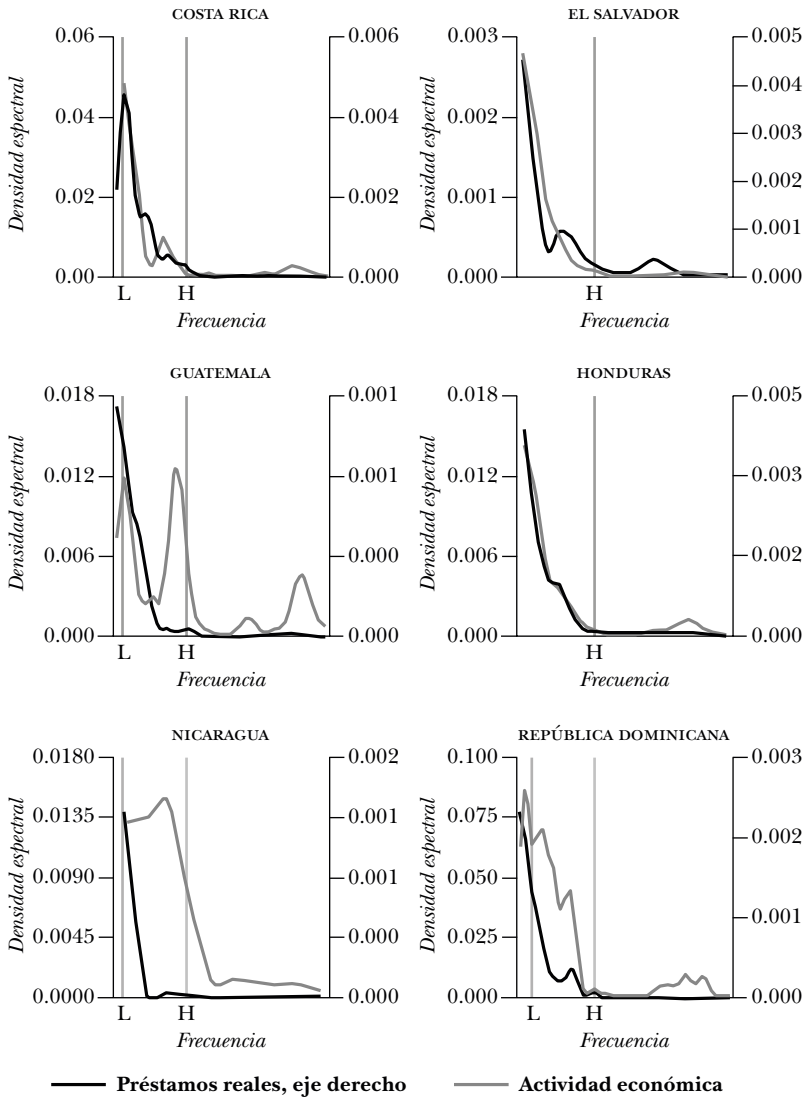
donde T es el tamaño de la muestra, y $\omega_j = 2\pi j/T$ denota la frecuencia j , y cada frecuencia se asocia con un periodo específico $2\pi j/\omega_j = T/j$. La cantidad de componentes del ciclo (j) queda limitada por cero y $T/2$. La gráfica 2 muestra el periodograma de la tasa anual de crecimiento de los préstamos reales y de la economía para cada país. La cantidad de ciclos queda limitada en función de la muestra disponible. Para Costa Rica y la República Dominicana el ciclo más largo dura casi 21 años, mientras que en Guatemala, El Salvador y Honduras es de 17 y aproximadamente 10 años respectivamente. Finalmente, Nicaragua tiene la muestra más corta (2007-2012), y por lo tanto su ciclo más largo abarca seis años.

Para todos los países, la mayor parte de la varianza de ambas series se concentra en frecuencias de ciclos de 18 meses o más. Dejando de lado a Nicaragua, no se verifica que las proporciones insignificantes de la varianza de los préstamos reales y de la actividad estén en frecuencias superiores a 96 meses. Otra regularidad para estos países es que la distribución de los ciclos dentro del rango clasificado como frecuencias del ciclo económico está lejos de ser simétrica. De hecho, los ciclos económicos relativamente grandes con al menos 3.5 años de duración dominan la distribución. Este patrón está presente en todos los países, excepto en Guatemala, donde gran parte de la varianza del crecimiento de la actividad económica está en frecuencias de ciclos de dos años.

Juzgando para la amplitud de los periodogramas, los ciclos de crédito son más volátiles y persistentes que los ciclos de actividad económica, un patrón que se observa principalmente a frecuencias muy bajas. Finalmente, los ciclos del crédito no muestran ciclos

Gráfica 2

**PERIODOGRAMAS DE PRÉSTAMOS REALES
E ÍNDICE DE ACTIVIDAD ECONÓMICA, POR PAÍS**



Notas: los periodogramas se computan usando las tasas de crecimiento anuales de ambas variables y condicionado a la muestra disponible para cada país. El área entre barras muestra las frecuencias asociadas con los ciclos económicos (ciclos de 18 a 96 meses o de 1.5 a 8 años), donde el límite superior está dado por L (ciclos de 96 meses) y el límite inferior está dado por H (ciclos de 18 meses).

importantes en frecuencias que superen los ciclos económicos, esto es, ciclos en frecuencias inferiores a 18 meses.

En resumen, el análisis de los periodogramas individuales sugiere que ambas series concentran altos niveles de variabilidad en frecuencias asociadas a los ciclos económicos, y la distribución de la variabilidad dentro de este tipo de ciclos varía significativamente entre frecuencias.

3.2.4 Análisis bivariado

De manera similar que con el análisis de correlaciones cruzadas, puedo calcular una medida de la relación bivariada entre los préstamos reales y las tasas de crecimiento de la actividad económica por frecuencia, e identificar los ciclos donde estas variables se relacionan más entre sí, si es que se relacionan. Siguiendo a Hamilton (1994), el equivalente en el análisis espectral de la correlación cruzada es el espectro cruzado que, en el caso de dos variables, puede definirse por:

$$4 \quad s_{xy}(\omega_j) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \gamma_{xy}^{(k)} e^{-i\omega k},$$

donde $i = \sqrt{-1}$ and $\gamma_{xy}^{(k)}$ es la función de covarianza a un rezago k , que se da por:

$$5 \quad \gamma_{xy}^{(k)} = \gamma_{xy}^{(-k)} = E(x_{t+h} - E(x))(y_t - E(y)).$$

Este espectro cruzado puede reescribirse en términos de dos medidas importantes: el coespectro y la cuadratura que se expresan en las ecuaciones 7 y 8 como:

$$6 \quad s_{xy}(\omega) = c_{xy}(\omega) + i.q_{xy}(\omega),$$

$$7 \quad c_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \gamma_{xy}^{(k)} \cos(\omega k),$$

8

$$q_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \gamma_{xy}^{(k)} \text{sen}(\omega k).$$

El coespectro da idea de la relación de x y y en una fase, esto es, la covariación en un tipo de ciclo determinado. Mientras tanto, la cuadratura ofrece información sobre las vinculaciones fuera de la fase. Con estas medidas, puedo construir la coherencia que resume la fortaleza de la correlación entre dos series de tiempo en frecuencias seleccionadas. En otras palabras, la coherencia indica la participación porcentual de la varianza entre dos series en una frecuencia particular. La ecuación 9 muestra cómo calcular este indicador:

9

$$h_{xy}(\omega) = \frac{[c_{xy}(\omega)]^2 + [q_{xy}(\omega)]^2}{s_{yy}(\omega)s_{xx}(\omega)}.$$

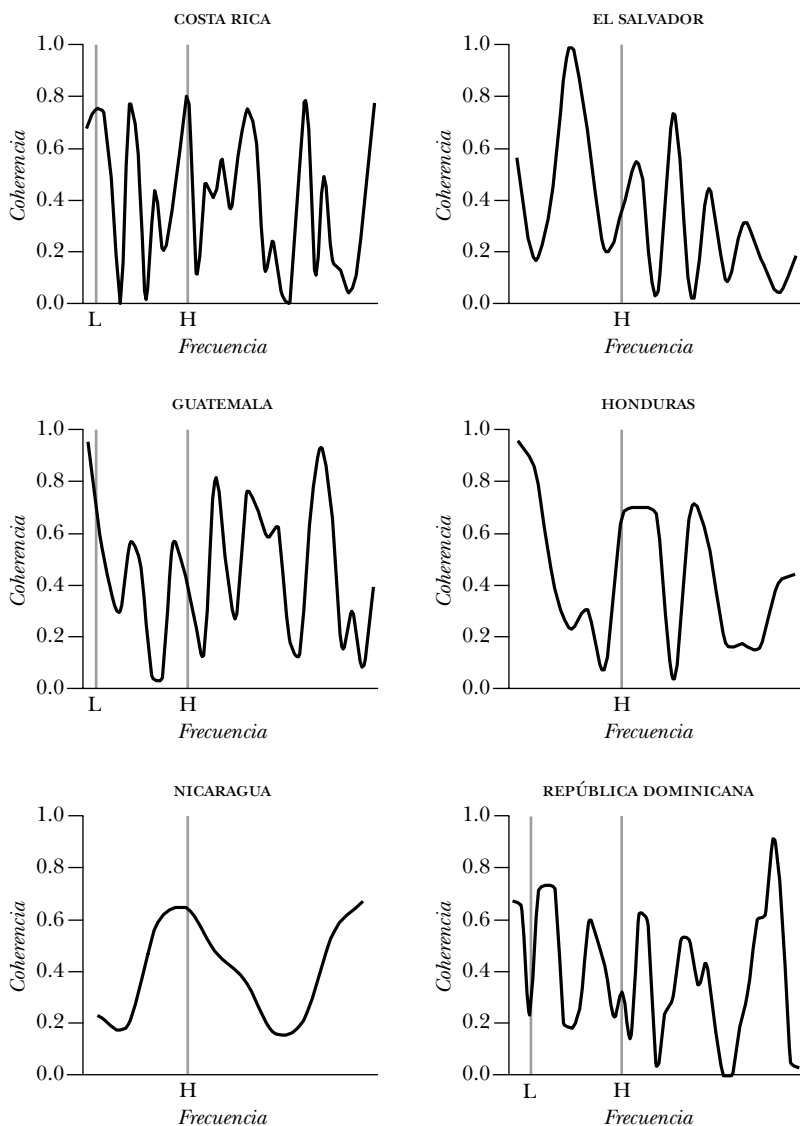
Asumiendo que s_{yy} y s_{xx} sean diferentes de cero, y que las series bajo análisis son estacionarias, la coherencia queda limitada entre cero y uno.

La gráfica 3 muestra la coherencia estimada para cada país. De acuerdo a la coherencia, la correlación varía significativamente entre las frecuencias. En las frecuencias de ciclos económicos (entre 1.5 a 8 años) es mayor la relación crédito-actividad económica (más de 0.5) para El Salvador, la República Dominicana y Costa Rica, pero es de menor grado en Guatemala y Honduras, y no es relevante en el caso de Nicaragua. Para Guatemala y Honduras, la relación crédito-actividad parece ser importante en ciclos superiores a 10 años, patrón que se observa también en la RD y Costa Rica, si bien difiere con las frecuencias de los ciclos económicos. Finalmente, si bien las series estaban desestacionalizadas, se halló que era importante la correlación en las frecuencias inferiores a 1.5 años.

Se da una atención particular a qué coherencia se muestra en las frecuencias asociadas a los ciclos económicos dada su implicación en asuntos de políticas macroprudenciales y monetarias. Podemos identificar que las correlaciones son importantes en ciclos de entre 1.5 a 3 años de duración, ligados a lo que se conoce como horizonte de política monetaria, para Costa Rica, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. Por otra parte, Costa Rica y El Salvador muestran alta covariabilidad de las variables mencionadas para los ciclos que

Gráfica 3

COHERENCIA



Notas: la coherencia se computa usando las tasas de crecimiento anuales de ambas variables y condicionada a la muestra disponible para cada país. El área entre las barras muestra las frecuencias asociadas con los ciclos económicos (ciclo de 18 al 96 meses o de 1.5 a 8 años), donde el límite superior está dado por L (ciclos de 96 meses) y el límite inferior está dado por H (ciclos de 18 meses).

duran de cuatro a cinco años, mientras que, para Guatemala, la República Dominicana y Honduras, para los ciclos económicos que duran aproximadamente 10 años.

3.2.5 Prueba de causalidad de Granger en el dominio de la frecuencia

En la sección 2 mostré los resultados de la prueba de precedencia estadística para RD, Guatemala y Nicaragua y en menor escala para Honduras. Ahora, analizo la precedencia estadística por frecuencia por medio de la versión de la prueba de Granger de Breitung y Candelon (2006). La metodología consiste en estimar un VAR bivariado usando el índice de crédito y de actividad económica, donde el orden del rezago se obtiene con el criterio de información de AIC. Esto es,

$$10 \quad \Theta(L)Y_t = \varepsilon_t,$$

donde $Y_t = [\text{actividad}_t, \text{crédito}_t]$ es un vector de dos dimensiones con el crédito y la actividad económica; $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$ es un rezago polinomial de orden 2×2 , y ε_t es un vector de innovaciones estructurales con $E(\varepsilon_t) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ como la matriz de varianza-covarianza definida positiva. Suponiendo la estacionariedad del proceso bivalente, la representación de la media móvil se da por:

$$11 \quad Y_t = \Phi(L)\eta_t,$$

donde $\eta_t = B\varepsilon_t$ es el vector de residuos de forma reducida y B es una matriz diagonal inferior de la descomposición de Cholesky. $B'B = \Sigma^{-1}$. $\Phi(L) = \Theta(L)^{-1}B^{-1}$ representa los coeficientes de forma reducida que pueden dividirse como:

$$12 \quad \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix}.$$

Con base en 12, la densidad espectral de la actividad es:

$$13 \quad f_{\text{actividad}} = \frac{1}{2\pi} \left\{ \left| \Phi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2 + \left| \Phi_{12}(e^{-i\omega}) \right|^2 \right\}.$$

A partir de 13, Breitung y Candelon (2006) propusieron la siguiente medida de causalidad de Granger:

$$M_{cr \text{ dito} \rightarrow \text{actividad}}(\omega) = \log \left[1 + \frac{|\Phi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Phi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right],$$

donde la hipótesis nula es que $\Phi_{12}(e^{-i\omega}) = 0$, lo cual significa que el crédito no provoca actividad a una frecuencia ω . La evaluación de la hipótesis propuesta se basa en una prueba de Wald para cada frecuencia. La gráfica 4 muestra los resultados con el valor estadístico crítico de Wald para cada frecuencia representada por la línea horizontal de puntos.

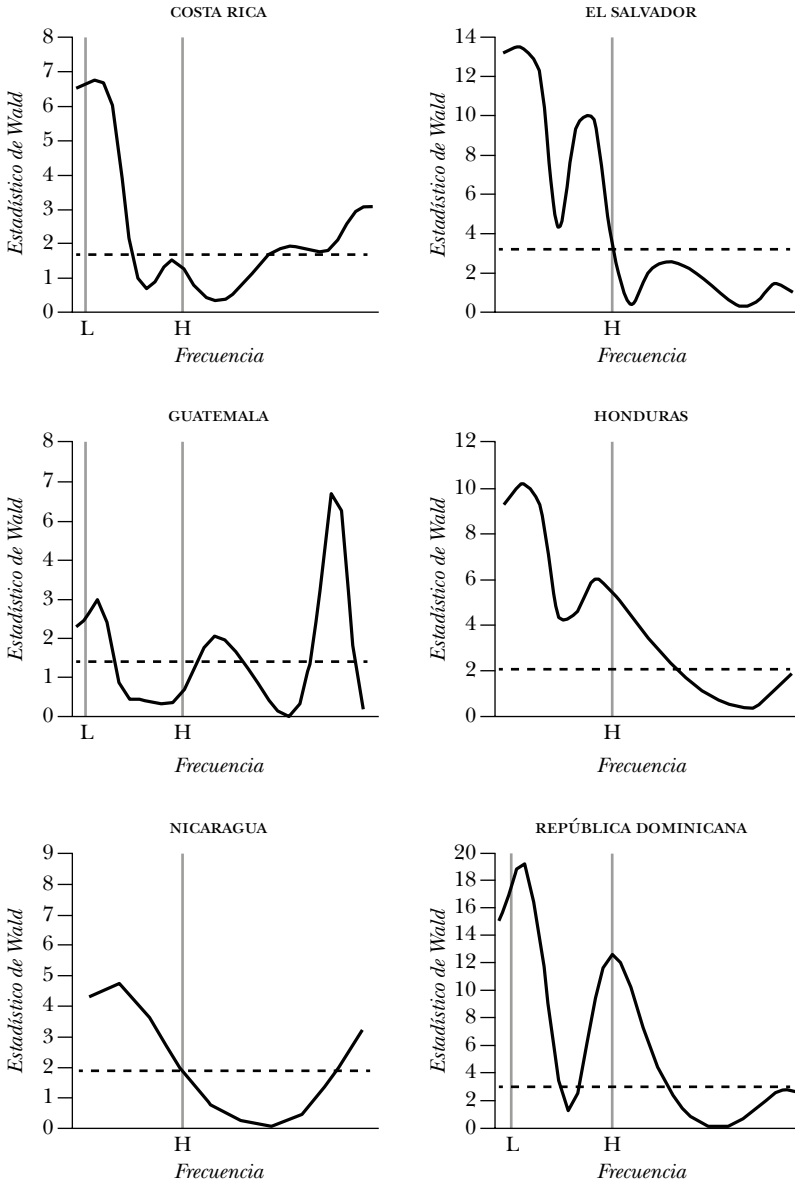
Los resultados de la prueba de Granger sugieren que la causalidad del crédito a la actividad se restringe a cierto tipo de ciclos. Para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala y la República Dominicana existen evidencias de que el crédito provoca actividad en los ciclos de más de ocho años. Al mismo tiempo se observa este patrón en las frecuencias de los ciclos económicos de los países antes mencionados y Nicaragua. En el caso de Guatemala, no hallo evidencias de una causalidad de Granger en las frecuencias asociadas a los ciclos de entre 1 a 4 años. En Honduras y El Salvador, el crédito es relevante para explicar los valores futuros de la actividad, tanto en ciclos cortos de entre 1.5 a 3 años como en ciclos relativamente largos de 6 a 8 años. Finalmente, en RD y Nicaragua, el crédito parece preceder a la actividad entre frecuencias vinculadas con los ciclos económicos.

4. CONCLUSIÓN

Este estudio aborda la relación entre el crédito y la actividad económica en Centroamérica y República Dominicana. Usando técnicas de dominio de la frecuencia, explora las relaciones entre los ciclos de crédito y de actividad económica. Como valor representativo del crédito, se usan los préstamos agregados al sector privado en términos reales y como valor representativo de la actividad económica, el índice de actividad económica; ambas variables con frecuencia mensual.

Gráfica 4

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER



Para los préstamos reales y la actividad económica se halló que muestran distintos tipos de ciclos, destacándose aquellos conocidos como ciclos económicos (de 1.5 a 8 años) y los ciclos de baja frecuencia. Hay pruebas de una relación positiva entre el crédito y el crecimiento de la actividad real en frecuencias asociadas a los ciclos económicos para todos los países excepto Nicaragua con coeficientes de correlación inferiores al 0.5.

Según la coherencia, que mide la correlación por frecuencia entre crédito y actividad, se halló que para Costa Rica y la RD esta correlación es importante en frecuencias con ciclos que duran 10 o más años.

Usando una versión de frecuencia de la prueba de Granger, identifico la evidencia sugiriendo que el crédito precede a las frecuencias de ciclos económicos de actividad económica en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y la RD. Con la excepción de Nicaragua, este patrón se observa también en ciclos que duran más de ocho años para las economías mencionadas. En el caso de Guatemala, no hay evidencia de precedencia estadística del crédito a la actividad.

ANEXO

Códigos de replicación

Procedimiento de Matlab para computar los periodogramas y la coherencia con base en Hamilton (1994), capítulos 6 y 10.

```
clear all; close all; clc;
DATOS;
x=x-mean(x);
y=y-mean(y);
T=length(x);
t=(1:T)';
j=(1:T/2);
w=2*pi*j/T;
alpha=zeros(1,length(j));
delta=zeros(1,length(j));
a=zeros(1,length(j));
d=zeros(1,length(j));
for j=1:length(j)
    alpha(j)=(2/T)*(sum(y.*cos(w(j)*(t-1))));
```

```

delta(j)=(2/T)*(sum(y.*sin(w(j)*(t-1))));
a(j)=(2/T)*(sum(x.*cos(w(j)*(t-1))));
d(j)=(2/T)*(sum(x.*sin(w(j)*(t-1))));
%Periodogramas
sy(j)=(T/(8*pi))*(alpha(j)^2+delta(j)^2);
sx(j)=(T/(8*pi))*(a(j)^2+d(j)^2);
%Coespectro
cxy(j)=(T/(8*pi))*(a(j)*alpha(j) + d(j)*delta(j));
%Cuadratura
qxy(j)= (T/(8*pi))*(d(j)*alpha(j)+a(j)*delta(j));
end
h=1;
m=(-h:h);
k=((h+1-abs(m))/(h+1)^2);
sy=sy'; sx=sx'; cxy=cxy'; qxy=qxy';
syr=zeros(1,length(w));
sxr=zeros(1,length(w));
cxyr=zeros(1,length(w));
qxyr=zeros(1,length(w));
for r=h:length(w)-(h+1);
    syr(r)=k*syr(r-(h-1):r+(h+1),1);
    sxr(r)=k*sxr(r-(h-1):r+(h+1),1);
    cxyr(r)=k*cxyr(r-(h-1):r+(h+1),1);
    qxyr(r)=k*qxyr(r-(h-1):r+(h+1),1); end
for j=1:length(w)
%Coherencia
hxy(j)=(cxyr(j)^2 + qxyr(j)^2)/(syr(j)*sxr(j));
%Gain
R(j)=(cxyr(j)^2 + qxyr(j)^2)^0.5;
%Phase
Q(j)=(-atan(qxyr(j)/cxyr(j)))/w(j);
end
result=[sxr' syr' cxyr' qxyr' hxy' R' Q' w'];
figure
subplot(2,2,1), plot(w,sxr);
title('Spectrum X')
subplot(2,2,2), plot(w,syr);
title('Spectrum Y') subplot(2,2,3),
plot(w,cxyr);
title('Co-spectrum XY')

```

```

subplot(2,2,4), plot(w,qxyr);
title('Cudrature XY')
figure
subplot(3,1,1),
plot(w,hxy);
title('Coherence XY')
subplot(3,1,2), plot(w,R);
title('Gain XY')
subplot(3,1,3), plot(w,Q);
title('Phase XY')

```

Funciones de Matlab para pruebas de causalidad de Granger por frecuencia con base en los códigos de Gauss de Breitung y Candelon (2006) (modificado para considerar los tipos de ciclos específicos de acuerdo con el tamaño de muestra)

Importante: esta función es una versión de Matlab de los códigos de Gauss de Breitung and Candelon (2006) disponibles en sus sitios web. Derechos reservados J. Breitung y B. Candelon.

```

%INPUT: Y Txk matrix of data.
%1st column: Target variable
%2nd column: Causing variable
%p number of lags
%OUTPUT: G 314 x 2 matrix where the 1st column contains
%frequencies and 2nd column: Wald test statistics
%This function compute the test function [wald] = granger(y,p,w)
[n,k] = size(y);
xstar = y(3:n,2)-2*cos(w)*y(2:n-1,2) + y(1:n-2,2);
x = horzcat(y(p:n-1,:),y(p-1:n-2,:));
if p>2;
    i = 1;
    while i<p-2;
        x = horzcat(x,y(p-1-i:n-2-i,1));
        if k>2;
            x = horzcat(x,y(p-1-i:n-2-i,3:k));
        end
        i = i + 1;
    end
end

```

```

        end
    i = 1;
    while i <= p-2;
        x = horzcat(x,xstar(p-1-i:n-2-i));
        i = i + 1;
    end
    x = horzcat(x,ones(n-p,1));
    [e1,e2] = size(x);
    depvar = y(p+1:n,1);
    b = inv(x'*x)*x'*depvar; u = depvar-x*b; sig2 = u'*u; sig2 = sig2/
(n-p-e2); varb = sig2*inv(x'*x); ind = vertcat(2,(k+2));
    wald = b(ind)'*inv(varb(ind,ind))*b(ind);
end
%This function uses the previous function
%to calculate the test for multiple frequencies.
function [wald,wstar] = tfreq(y,p)
T = length(y); t = (1:T)';
j = (1:T/2);
wstar = 2*pi*j/T;
    wald = zeros(314,2);
        wstar = 0.01;
            j = 1;
                while wstar < 3.14;
                    wald(j,1) = wstar;
                    wald(j,2) = granger(y,p,wstar);
                    wstar = wstar + 0.01;
                    j = j + 1;
                end
            end
        end
end

```


Bibliografía

- Bernanke, B., M. Gertler, y S. Gilchrist (1999), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, parte C, capítulo 21, Elsevier, pp. 1341- 1393, <[https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)>.
- Breitung, J., y B. Candelon. (2006). “Testing for Short- and Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach”, *Journal of Econometrics*, vol. 132. núm. 2, junio, pp. 363-378, <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.004>>.
- Brunner, K., y A. H. Meltzer (1990), “Money supply”, en B. M. Friedman y F. H. Hahn (eds.), *Handbook in Monetary Economics*, vol. 1, capítulo 9, Elsevier, pp. 357-398, <[https://doi.org/10.1016/S1573-4498\(05\)80012-8](https://doi.org/10.1016/S1573-4498(05)80012-8)>.
- Busch, U. (2012), *Credit Cycles and Business Cycles in Germany: A Comovement Analysis*, mimeo., febrero, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2015976>>.
- Caballero, R., y A. Krishnamurthy (1998), *Emerging Market Crises: An Asset Markets Perspective*, Working Papers, núm. 98-18, MIT.
- Céspedes, L. F., R. Chang, y A. Velasco (2004), “Balance Sheets and Exchange Rate Policy”, *American Economy Review*, vol. 94, núm. 4, septiembre, pp. 1183-1193.
- Chen, X., A. Kontonikas, y A. Montagnoli (2012), “Asset Prices, Credit and the Business Cycle”, *Economics Letters*, vol. 117, núm. 3, pp. 857-861, <[doi:10.1016/j.econlet.2012.08.040](https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.08.040)>.
- Claessens, S., M. A. Kose, y M. E. Terrones (2011), *How do Business and Financial Cycles Interact?*, CEPR Discussion Paper, núm. DP8396.
- Gómez-González, J., J. Ojeda-Joya, F. Tenjo-Galarza, y H. Zárate (2013), *The Interdependence Between Credit and Business Cycles in Latin America Economies*, Borradores de Economía, núm. 768.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hayek, F. (1929), *Monetary Theory and the Trade Cycle*, Jonathan Cape, Londres.
- Helbling, T., R. Huidrom, M. A. Kose, y C. Otrok (2010), *Do Credit Shocks Matter? A Global Perspective*, IMF Working Paper, núm. WP/10/261.

- Kiyotaki, N. (1998), "Credit and Business Cycles," *Japanese Economic Review*, vol. 49, núm. 1, pp. 18-35, <<https://doi.org/10.1111/1468-5876.00069>>.
- Kiyotaki, N., y J. Moore (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 105, núm. 2, pp. 211-248, <<http://dx.doi.org/10.1086/262072>>.
- Kocherlakota, N. R. (2000), "Creating Business Cycles Through Credit Constraints", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 24, núm. 3, verano, pp. 2-10.
- Minsky, H. (1982), "The Financial-Instability Hypothesis: Capitalist Processes and the Behavior of the Economy", en C. P. Kindleberger y J. Laffargue, *Financial Crises*, capítulo 2, University Press.
- Reyes, N. R., J. E. Gómez-González, y J. Ojeda-Joya (2013), *Bank Lending, Risk Taking, and the Transmission of Monetary Policy: New Evidence for Colombia*, Borradores de Economía, núm. 772.
- Zhu, F., (2011), *Credit and Business Cycles: Some Stylized Facts*, mimeo., BIS.