



Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Texto para Discussão

Série Economia

TD-E 04 / 2013

**Algumas evidências internacionais
sobre a relação entre sistema
financeiro e crescimento econômico
no domínio da frequência**

Prof. Dr. Bruno de Paula Rocha



Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Reitor da Universidade de São Paulo
João Grandino Rodas

Diretor da FEA-RP/USP
Sigismundo Bialoskorski Neto

Chefe do Departamento de Administração
Sonia Valle Walter Borges de Oliveira

Chefe do Departamento de Contabilidade
Vinícius Aversari Martins

Chefe do Departamento de Economia
Sérgio Kannebley Junior

CONSELHO EDITORIAL

Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Avenida dos Bandeirantes, 3900
14040-905 Ribeirão Preto - SP

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) trabalhos de pesquisadores de outras instituições considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. Veja o site da Comissão de Pesquisa em www.cpq.fearp.usp.br.
Informações: e-mail: cpq@fearp.usp.br



TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 461

**ALGUMAS EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS SOBRE A RELAÇÃO ENTRE SISTEMA
FINANCEIRO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO DOMÍNIO DA FREQUÊNCIA**

**Bruno de Paula Rocha
Igor Viveiros de Souza**

Outubro de 2012

Ficha catalográfica

R672a Rocha, Bruno de Paula.
2012 Algumas evidências internacionais sobre a relação entre sistema financeiro e crescimento econômico no domínio da frequência / Bruno de Paula Rocha, Igor Viveiros de Souza. - Belo Horizonte : UFMG/CEDEPLAR, 2012.
16 p. : il. - (Texto para discussão, 461)

Inclui bibliografia.

1.Desenvolvimento econômico. 2.Econometria. I.Souza, Igor Viveiros de. II.Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III.Título. IV.Série.

CDD: 338

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG - JN 076//2012

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**ALGUMAS EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS SOBRE A RELAÇÃO ENTRE SISTEMA
FINANCEIRO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO DOMÍNIO DA FREQUÊNCIA**

Bruno de Paula Rocha
Cedeplar/UFMG

Igor Viveiros de Souza
UFOP

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2012**

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
2. METODOLOGIA	7
3. RESULTADOS	9
4. CONCLUSÕES	14
5. REFERÊNCIAS	15
6. ANEXO	17

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo apresentar testes de causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico no domínio da frequência, para séries temporais de Brasil, Índia, França, Japão, Estados Unidos e Coreia. Esta abordagem permite não-linearidades associadas a mudanças de direção na causalidade do curto para o longo prazo. Os resultados mostram variação nos testes de causalidade dependendo da frequência dos ciclos considerados. Além disso, há evidências de que sistema financeiro seja um fator causal de longo prazo para crescimento econômico no Brasil. Para países desenvolvidos (Estados Unidos e França), tal causalidade perde importância, uma vez controlado pelo acúmulo do fator capital.

Palavras-chave: crescimento econômico; sistema financeiro; séries de tempo no domínio da frequência

Códigos JEL: O16; G18; C32

ABSTRACT

This paper aims to present causality tests between financial system and economic growth in the frequency domain for Brazil, India, France, Japan, United States and Korea. This approach allows to capture nonlinearities in the direction of the causality from short to longer terms. Indeed the results show variation in causality tests depending on the frequency of the cycles considered. There is evidence of that the financial system is a causal factor for long-term economic growth in Brazil. For developed countries (United States and France) that causality is not as important once controlled by capital accumulation.

Keywords: economic growth; financial system; time series in frequency domain.

JEL codes: O16; G18; C32

1. INTRODUÇÃO

O estudo da relação entre sistema financeiro e crescimento econômico tem longa tradição na literatura econômica. Desde trabalhos seminais como Gurley e Shaw (1955) e Goldsmith (1969), é vasta a lista de contribuições que tentam mostrar forte relação entre um sistema financeiro saudável e elevados níveis de desenvolvimento econômico¹.

Mais recentemente, uma série de estudos tem enfatizado a importância do sistema financeiro como fator causal na promoção de desenvolvimento econômico (Bernanke, 1983, King e Levine, 1993a 1993b, Beck, Levine e Loayza, 2000, Levine, Loayza e Beck, 2000, Beck e Levine, 2001, e Calderón e Liu, 2002).

Esta relação de causalidade, contudo, é fonte de controvérsia. Arestis e Demetriades (1997), por exemplo, argumentam que a relação entre finanças e crescimento econômico é específica a cada país, dependendo fortemente de fatores locais, como a estrutura de funcionamento de seus sistemas financeiros. Com efeito, estudos com séries de tempos para amostras de países revelam grande diversidade de resultados (Demetriades e Hussein, 1996, Luintel e Khan, 1999, e Odedokun, 1996).

De forma semelhante, Arcand, Berkes e Panizza (2012) identificam uma relação não-monotônica entre sistema financeiro e crescimento econômico. Segundo esses autores, os efeitos positivos para o crescimento seriam observados apenas dentro de um limite. Em países com sistemas financeiros muito grandes, não haveria relação entre nível aprofundamento financeiro e crescimento econômico.

Este trabalho tem como objetivo avaliar a relação entre sistema financeiro e crescimento econômico, buscando explorar eventuais assimetrias relacionadas ao *timing* desta causalidade². Para tanto, empregaremos a metodologia desenvolvida por Breitung e Candelon (2006), que permite a realização de testes de causalidade para séries temporais no domínio da frequência. A grande vantagem do procedimento no domínio da frequência é a flexibilidade na fixação do período de ciclo para realização do teste. Com isto, não-linearidades nonexo-causal entre sistema financeiro e crescimento podem ser identificadas por meio do exame dos testes para ciclos de curto, médio ou longo prazo.

Usando dados anuais para Brasil, Índia, França, Japão, Estados Unidos e Coreia, entre 1960 e 2010, reportamos variabilidade na causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico para diferentes frequências de ciclos. No Brasil, por exemplo, os testes apontam causalidade do sistema financeiro para crescimento apenas nas frequências mais baixas (longo prazo), não havendo evidências de causalidade nos ciclos de curto prazo.

Além desta breve introdução, este artigo possui outras três seções. A seguir, a metodologia econométrica proposta por Breitung e Candelon (2006) é apresentada. A seção 3 traz os dados usados nas estimações e os principais resultados obtidos. Por fim, a seção 4 sumariza as principais conclusões do artigo.

¹ Ver Levine (2005) para uma revisão dos trabalhos empíricos relacionando sistema financeiro a crescimento econômico.

² King e Levine (1993a), por exemplo, argumentam que os efeitos do sistema financeiro sobre o crescimento econômico são essencialmente de longo prazo.

2. METODOLOGIA

Breitung e Candelon (2006) propõem um procedimento simples para a realização de testes de causalidade de Granger no domínio da frequência. A análise de séries de tempo no domínio da frequência é o análogo da tradicional abordagem no domínio do tempo, tendo como referência a decomposição da variável de interesse em ciclos de diferentes frequências³.

Na prática, essa abordagem oferece flexibilidade para estimação da relação econométrica de interesse em diferentes pontos do espectro de frequências. No caso do exame da causalidade entre duas variáveis x_t e y_t , é possível avaliar se a precedência temporal altera-se, dependendo da frequência ω do ciclo considerada. Nos termos do problema estudado neste trabalho, seria o sistema financeiro um fator causal de crescimento econômico? Mas, apenas para ciclos de frequência baixa (longo prazo)? Ou, seria tal causalidade observada apenas em frequências mais altas, típicas dos ciclos de negócios de curto prazo?

Para compreender a natureza do teste proposto por Breitung e Candelon (2006), considere, inicialmente, a representação auto-regressiva para o vetor $z_t = [y_t, x_t]'$, com $t = 1 \dots T$:

$$\Theta(L)z_t = e_t \quad (1)$$

onde $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \Theta_2 L^2 - \dots - \Theta_p L^p$ é um polinômio 2x2, com $L^k g_t = g_{t-k}$. Além disso, $E(e_t) = 0$ e $E(e_t e_t') = \Sigma$. Seja G é uma matriz triangular inferior que faz a decomposição de Cholesky do VAR definido em (1), com $G'G = \Sigma^{-1}$, $\eta_t = Ge_t$ e $E(\eta_t \eta_t') = I$.

Assumindo estacionariedade para o vetor z_t , podemos escrever (1) em sua forma MA:

$$z_t = \Phi(L)e_t = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}, \text{ ou} \\ z_t = \Psi(L)\eta_t = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Onde $\Phi(L) = \Theta(L)^{-1}$ e $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}$.

Na definição consagrada por Granger (1969), a causalidade $x_t \Rightarrow y_t$ é avaliada por meio da comparação entre as especificações alternativas (i) e (ii) para a equação de y_t na expressão (2):

$$(i) \quad y_t = \Psi_{21}(L)\eta_{1t} + \Psi_{22}(L)\eta_{2t}$$

$$(ii) \quad y_t = \Psi_{22}(L)\eta_{2t}$$

³ As análises de séries de tempo no domínio do tempo e no domínio da frequência não são excludentes. Toda série temporal covariância-estacionária possui representação em ambos os domínios de análise. Para uma apresentação formal da análise de séries de tempo no domínio da frequência, ver Hamilton (1994) e Brillinger (1981).

Se o poder explicativo de (i) e (ii) são semelhantes, diz-se que x_t não Granger-causa y_t .

No domínio da frequência, medida semelhante para a causalidade pode ser considerada. Em primeiro lugar, deve-se tomar a representação espectral para y_t na expressão (2):

$$f_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left\{ |\Psi_{21}e^{-i\omega}|^2 + |\Psi_{22}e^{-i\omega}|^2 \right\} \quad (3)$$

A expressão (3) reporta a função de densidade espectral da variável y_t , construída a partir da formulação MA do processo estocástico (1). Grosso modo, para cada ω , a densidade espectral revela a porção da variância do processo y_t que é devida aos componentes periódicos (seno e cosseno) na frequência associada.

No presente caso, a densidade espectral de y_t é dada pela composição da fração da variância associada às defasagens de y_t e x_t : $|\Psi_{21}e^{-i\omega}|^2$ e $|\Psi_{22}e^{-i\omega}|^2$, respectivamente. Com isso, é fácil ver que um teste de causalidade pode ser obtido pela comparação da variância devida ao modelo irrestrito, $f_y(\omega)$, e o processo onde a parcela devida a x_t não é considerada (Geweke, 1982, e Hosoya, 1991):

$$M_{x \rightarrow y}(\omega) = \log \left[\frac{2\pi f_y(\omega)}{|\Psi_{22}e^{-i\omega}|^2} \right] = \log \left[1 + \frac{|\Psi_{21}e^{-i\omega}|^2}{|\Psi_{22}e^{-i\omega}|^2} \right] \quad (4)$$

A medida de causalidade (4) será zero se $|\Psi_{21}e^{-i\omega}|^2 = 0$, indicando que x_t não Granger-causa y_t na frequência ω . Partindo desta condição, Breitung e Candelon (2006) propõem um procedimento simples para avaliação desta hipótese de causalidade, usando estimativas tradicionais feitas no domínio do tempo.

Como $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}$, temos que $|\Psi_{21}e^{-i\omega}|^2 = 0$ se $|\Theta_{21}e^{-i\omega}|^2 = 0$. Por outro lado, podemos reescrever $|\Theta_{21}e^{-i\omega}|^2$ como $|\Theta_{21}e^{-i\omega}|^2 = \left| \sum_{j=1}^p \theta_{21,j} \cos(j\omega) - \sum_{j=1}^p \theta_{21,j} \text{sen}(j\omega)i \right|^2 = 0$, onde $\theta_{21,j}$ é o elemento (2,1) associado à j -ésima defasagem de $\Theta(L)$, estimado no VAR proposto em (1).

Assim, uma condição necessária e suficiente para $M_{x \rightarrow y}(\omega) = 0$ é o teste conjunto das restrições:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^p \theta_{21,j} \cos(j\omega) = 0 \\ \sum_{j=1}^p \theta_{21,j} \text{sen}(j\omega) = 0 \end{cases} \quad (5)$$

Na prática, o procedimento consiste da estimação do VAR representado na expressão (1) e o posterior teste do conjunto de restrições acima. Neste trabalho, a estatística de teste da causalidade de x_t para y_t na frequência ω será a Norma Euclidiana para o vetor formado pelas restrições (5). Sob a hipótese de não-causalidade, o conjunto de restrições formará um vetor que, necessariamente, terá norma igual a zero. Portanto, o teste causalidade torna-se:

$$\begin{cases} H_0 : R(\omega) = 0 \\ H_A : R(\omega) \neq 0 \end{cases},$$

onde $R(\omega) = \sqrt{(\sum_{j=1}^p \theta_{21,j} \cos(j\omega))^2 + (\sum_{j=1}^p \theta_{21,j} \text{sen}(j\omega))^2}$, que se distribui assintoticamente como uma qui-quadrado com um grau de liberdade. É importante notar que a estatística de teste proposta é função de ω , o que permite a realização do teste de causalidade para ciclos em diferentes frequências⁴.

3. RESULTADOS

Os testes de causalidade serão realizados para uma amostra internacional de seis países desenvolvidos e em desenvolvimento, visando a explorar a relação entre sistema financeiro e crescimento em diferentes contextos institucionais e níveis de desenvolvimento.

São empregados dados anuais entre 1960 e 2010 para Brasil, Índia, França, Japão, Estados Unidos e Coreia. Os dados foram coletados da base de informações *World Development Indicators & Global Development Finance* do Banco Mundial⁵. Seguindo a literatura aplicada, para o lado financeiro, selecionamos a variável crédito ao setor privado como proporção do PIB (*CRED*). Do lado real, a variável usada foi o PIB per capita em dólares constantes de 2000 (*PIB*) para cada país.

Assim, o vetor de interesse, inicialmente, será dado por $z_t = [PIB_t, CRED_t]'$. Como as representações espectrais requerem estacionariedade, as variáveis são modeladas em logaritmo natural e na primeira diferença. Os gráficos destas séries para os seis países analisados podem ser vistos no anexo (Figura A1).

A série temporal para crédito no Brasil exibe uma queda acentuada em 1990, representando a forte contração ocorrida entre 1989 e 1990. Entretanto, o crédito retoma seu nível em 1993 para sofrer nova contração no ano seguinte. Mais severa é a contração no crédito observada na França em 1977, com posterior recuperação em 1978. Ainda para a França, nova contração é observada em 1984, porém, a recuperação desta contração se dá de maneira suave ao longo do tempo o que reflete em um

⁴ Serão estimadas j frequências de Fourier $\omega_j = \frac{2j\pi}{T}$, com $j = 1, \dots, T/2$. Cada ω_j define um período de ciclo $P_j = \frac{2\pi}{\omega_j}$,

onde baixas (altas) frequências estão associadas a ciclos de período longo (curto). Para mais detalhes, ver Hamilton (1994).

⁵ Disponível em <http://databank.worldbank.org>.

outlier de menor magnitude no gráfico da primeira diferença. No Japão, por sua vez, observa-se variação na direção oposta: duas elevações abruptas no crédito sem posterior contração. Observamos o mesmo para Coreia no primeiro ano da série.

A decomposição das variâncias do PIB e do crédito ao longo das frequências pode ser visualizada a partir dos periodogramas das séries (Figuras A2 e A3)⁶. O periodograma para a série de crédito na França exibe um padrão incomum para variáveis econômicas, no qual os ciclos de alta frequência dominam a variabilidade da série, podendo ser fruto da observação aberrante mencionada há pouco. No Brasil, uma característica interessante é o fato de a variabilidade de longo prazo do crédito ser pouco relevante. O periodograma apresenta seu pico na frequência $\omega = 1.29$. Isto significa que ciclos de aproximadamente cinco anos correspondem à maior parte da variabilidade do crédito no país. Nos demais países, predomina o padrão típico de espectros de séries econômicas, de maior concentração da variância em frequências mais baixas (Granger, 1966).

A partir do exposto, torna-se interessante, avaliar como se comporta a correlação entre as séries de PIB e crédito nas diversas frequências. Assim, apresentamos a coerência ao quadrado, que, grosso modo⁷, decompõe a correlação entre duas séries distintas dentro das frequências de Fourier (Figura A4). Vemos que Brasil, França e EUA apresentam correlação predominante na baixa frequência. Significando, assim, que ciclos de longo prazo destas variáveis estariam mais correlacionados do que no curto prazo. No Japão, o formato em “U” indica a predominância conjunta de ciclos de curto e de longo prazo, enquanto na Índia a correlação entre as variáveis se dá mais no curto prazo. Já a Coreia apresenta um padrão errático.

O primeiro passo para a realização dos testes de causalidade é a estimativa do VAR para z_t . Para seleção da ordem do modelo VAR, optou-se pela utilização de dois critérios: (i) ausência de autocorrelação de 1ª ordem dos resíduos, segundo a estatística LM para o teste de Breusch (1968) e Godfrey (1968), e (ii) minimização do critério AIC. A tabela A1 no Anexo reporta as especificações selecionadas para cada país.

A tabela 1 traz as estatísticas de teste e os respectivos p-valores para a avaliação da hipótese nula de não causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico em algumas frequências selecionadas. A tabela reporta, ainda, o período de ciclo associado a cada frequência. Por exemplo, a frequência mais baixa ($\omega = 0.16$) está associada a ciclos com período de 40 anos, o mais longo identificado por nossos dados. No outro extremo, os ciclos de prazo mais curto (2 anos) estão relacionados com a frequência mais elevada ($\omega = 3.14$).

Os resultados mostram que, para dois países, não há variação de resultados nas diferentes frequências reportadas. No caso da Coreia, em nenhuma das frequências testadas, há evidências de causalidade entre crédito e crescimento econômico. Já para os Estados Unidos, a causalidade é unidirecional de crédito para crescimento, valendo tanto para frequências baixas quanto para as longas.

⁶ O periodograma é a contrapartida amostral para a função de densidade espectral teórica de uma série qualquer. Os periodogramas foram estimados com uma suavização por janela retangular de tamanho 8. Para maiores detalhes, ver Hamilton (1994).

⁷ O espectro de coerência (ou coerência ao quadrado) é uma estatística calculada a partir do espectro conjunto de duas ou mais variáveis, dando dimensão da importância relativa dos ciclos em comum que as variáveis analisadas possuem em uma determinada frequência ω . Ver Hamilton (1994), para uma discussão mais detalhada.

TABELA 1
Testes de causalidade para frequências selecionadas

Frequência (ω_j)	0.16	0.31	0.63	1.26	1.57	3.14
Período (anos)	40	20	10	5	4	2
Brasil						
CRED=>PIB	10.94***	10.87***	10.3***	1.15	2.05	0.75
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.28)	(0.15)	(0.39)
PIB=>CRED	0.10	0.18	0.27	0.35	0.43	0.09
	(0.75)	(0.67)	(0.60)	(0.55)	(0.51)	(0.76)
Índia						
CRED=>PIB	1.00	1.22	2.31	5.53**	5.76**	4.85**
	(0.32)	(0.27)	(0.13)	(0.02)	(0.02)	(0.03)
PIB=>CRED	0.28	0.70	3.66*	7.57**	7.66**	7.43**
	(0.60)	(0.40)	(0.06)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
França						
CRED=>PIB	4.5**	4.5**	4.51**	4.38**	3.79*	1.00
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.05)	(0.32)
PIB=>CRED	1.28	2.59	7.96***	23.32***	27.64***	22.74***
	(0.26)	(0.11)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Japão						
CRED=>PIB	0.83	0.58	2.47	14.76***	16.69***	4.75**
	(0.36)	(0.45)	(0.12)	(0.00)	(0.00)	(0.03)
PIB=>CRED	8.06***	7.98***	3.13*	5.33**	4.48**	2.16
	(0.00)	(0.00)	(0.08)	(0.02)	(0.03)	(0.14)
Estados Unidos						
CRED=>PIB	3.61*	4.24**	7.74**	27.03***	32.01***	23.46***
	(0.06)	(0.04)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
PIB=>CRED	0.09	0.13	0.32	0.62	0.63	0.60
	(0.76)	(0.72)	(0.57)	(0.43)	(0.43)	(0.44)
Coreia						
CRED=>PIB	0.81	0.82	0.88	0.90	0.79	0.40
	(0.37)	(0.37)	(0.35)	(0.34)	(0.37)	(0.53)
PIB=>CRED	0.78	0.82	1.00	1.58	1.62	0.81
	(0.38)	(0.37)	(0.32)	(0.21)	(0.20)	(0.37)

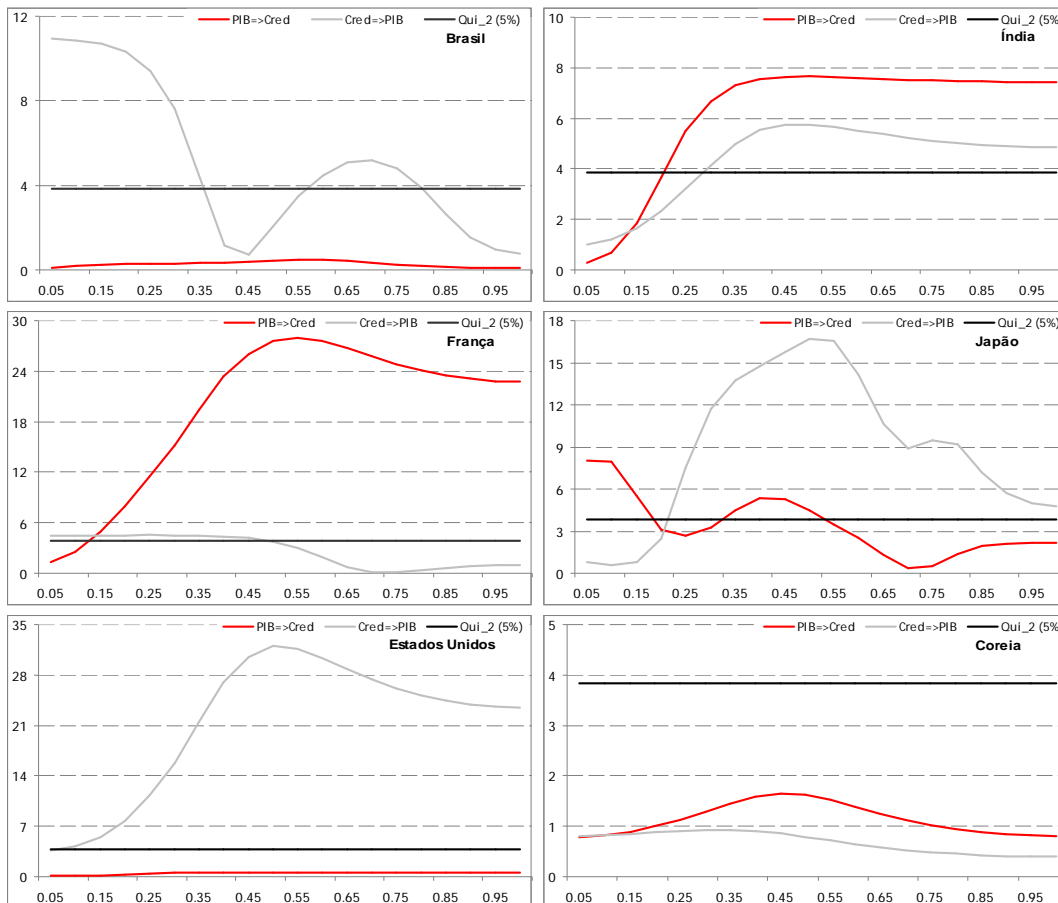
Nota: P-valor entre parênteses. *, **, *** denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Nos demais países da amostra, há variação nos resultados dos testes de causalidade, dependendo da frequência considerada, o que mostra a relevância do procedimento adotado neste trabalho. Para Índia, França e Japão, há evidências de causalidade bi-direcional para ciclos de até 5 anos. No longo prazo, porém, não há sinais de causalidade na Índia. No Japão, crescimento econômico parece preceder sistema financeiro nos ciclos de baixa frequência. A França, por outro lado, assemelha-se ao Brasil, já que há evidências de causalidade de crédito para crescimento apenas no longo prazo.

A figura 1 permite uma avaliação visual da relação de causalidade entre sistema financeiro e crescimento para os países selecionados ao longo de todas as frequências no espectro $(0, \pi)$. A linha vermelha representa a estatística do teste de não-causalidade de PIB para Crédito, ao passo que a linha cinza testa a causalidade no sentido contrário. A linha escura, por outro lado, delimita a região de

aceitação do teste, reportando o valor crítico para a distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade e 5% de significância.

FIGURA 1
Estatística de testes de causalidade e frequências de ciclos (0,π)



Modelos bivariados podem resultar em inferências errôneas a respeito de causalidades, caso variáveis relevantes sejam omitidas (Lutkepohl, 1982). No caso da relação envolvendo sistema financeiro e crescimento econômico, é possível que fatores ligados a produtividade e tecnologia impactem a alocação de fatores com reflexos no crescimento econômico. Em razão disso, visando a analisar a robustez dos resultados, repetiremos os procedimentos acima, incluindo o controle pela acumulação do fator de produção capital. A variável de controle incluída refere-se à primeira diferença do logaritmo natural da formação bruta de capital fixo como proporção do PIB (*FBKF*), também obtida no Banco Mundial. Os modelos seguem as mesmas especificações anteriores, a não ser pela inclusão da variável *FBKF*. A tabela 2 reporta os resultados dos novos testes.

TABELA 2
Testes de causalidade para frequências selecionadas, controle por FBKF

ω_j	0.16	0.31	0.63	1.26	1.57	3.14
Período	40	20	10	5	4	2
Brasil						
CRED=>PIB	12.03***	12.12***	12.3***	2.36	0.74	0.73
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.12)	(0.39)	(0.39)
PIB=>CRED	0.13	0.48	0.60	0.68	0.66	0.00
	(0.72)	(0.49)	(0.44)	(0.41)	(0.42)	(1.00)
Índia						
CRED=>PIB	1.42	1.61	2.50	5.49**	5.92**	4.74**
	(0.23)	(0.20)	(0.11)	(0.02)	(0.01)	(0.03)
PIB=>CRED	0.66	4.48**	7.85**	8.06***	8.05***	8.04***
	(0.42)	(0.03)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
França						
CRED=>PIB	1.26	1.26	1.28	1.32	1.21	0.27
	(0.26)	(0.26)	(0.26)	(0.25)	(0.27)	(0.60)
PIB=>CRED	0.73	2.03	2.91*	4.49**	5.85**	3.94*
	(0.39)	(0.15)	(0.09)	(0.03)	(0.02)	(0.05)
Japão						
CRED=>PIB	1.49	3.40*	3.33*	3.59*	4.77**	0.97
	(0.22)	(0.07)	(0.07)	(0.06)	(0.03)	(0.32)
PIB=>CRED	1.59	1.72	0.88	0.34	0.83	0.51
	(0.21)	(0.19)	(0.35)	(0.56)	(0.36)	(0.48)
Estados Unidos						
CRED=>PIB	2.57	3.05*	5.66**	19.57***	23.59***	18.84***
	(0.11)	(0.08)	(0.02)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
PIB=>CRED	0.94	0.94	0.95	0.99	1.02	0.01
	(0.33)	(0.33)	(0.33)	(0.32)	(0.31)	(0.92)
Coreia						
CRED=>PIB	1.97	1.97	1.97	1.82	1.53	0.26
	(0.16)	(0.16)	(0.16)	(0.18)	(0.22)	(0.61)
PIB=>CRED	5.46**	6.06**	6.08**	6.07**	6.07**	6.07**
	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)

Nota: P-valor entre parênteses. *, **, *** denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Primeiramente, para Brasil e Índia, as causalidades se repetem. No primeiro caso, há evidências de causalidade na direção de crédito para PIB, mas apenas no longo prazo. Por outro lado, na Índia, a causalidade parece bi-direcional, com prevalência da causalidade de PIB para crédito nos ciclos de prazo mais longo.

Nos demais países, os testes de causalidade nos modelos multivariados trazem algumas mudanças. Na Coreia, agora, há evidência de causalidade unidirecional de crescimento para sistema financeiro, em todas as frequências testadas. Para o caso japonês, as causalidades obtidas no modelo bivariado perdem significância, restando alguma evidência na direção de crédito para crescimento nas frequências intermediárias. Por fim, na França e nos Estados Unidos, tem-se uma mudança nas frequências de mais longo prazo, em que as causalidades de crédito para PIB perdem relevância após o controle pelo nível de investimento.

Em conjunto, esses resultados mostram que a importância do sistema financeiro como fator causal para crescimento econômico reduz-se, uma vez controlado pela acumulação de capital em cada país. Este fenômeno foi observado para França, Estados Unidos e, em menor medida, para o Japão, ainda que a causalidade tenha prevalecido para o Brasil. Essa menor evidência de causalidade em países desenvolvidos é consistente com o argumento de Arcand, Berkes e Panizza (2012) de que a importância do sistema financeiro para induzir crescimento de longo prazo seja característica de países com baixo aprofundamento financeiro, como é caso do Brasil.

4. CONCLUSÕES

O presente trabalho teve como objetivo apresentar testes de causalidade entre sistema financeiro e crescimento econômico para uma amostra internacional de seis países desenvolvidos e em desenvolvimento. A principal contribuição para a literatura é a aplicação dos procedimentos de teste para o domínio da frequência, desenvolvidos por Breitung e Candelon (2006). A vantagem da abordagem no domínio da frequência é a possibilidade de decomposição dos testes em ciclos de diferentes frequências.

Os resultados explicitam a complexidade da relação envolvendo sistema financeiro e crescimento econômico. Conforme Arestis e Demetriades (1997), a natureza da relação parece específica a cada país. Mesmo para um dado país, os dados mostram que a direção da causalidade depende do prazo do ciclo considerado. Ou seja, a abertura da análise no domínio da frequência parece importante para o exame da relação entre sistema financeiro e crescimento econômico.

Por fim, apenas para o Brasil, a causalidade de sistema financeiro para crescimento econômico se sustenta de forma robusta. Neste país, crédito Granger-*causa* crescimento nos ciclos de longo prazo. Para França e Estados Unidos, tal causalidade perde importância, uma vez inserido o controle pela acumulação de capital.

5. REFERÊNCIAS

- Arcand, J.L., Berkes, E. e Panizza, U. (2012). “Too much finance?”. *IMF Working Paper*. WP12/161.
- Arestis, P. e Demetriades, P. (1997). “Financial development and economic growth: Assessing the evidence”. *The Economic Journal*. **107**: 783-799.
- Beck, T.; Levine, R. e Loayza, N. (2000). “Finance and sources of growth”. *Journal of Financial Economics*. **58**: 261-300.
- Bernanke, B. (1983). “Non monetary effects of financial crisis in propagation of Great Depression”. *American Economic Review*. **73**: 257-276.
- Breitung, J. e Candelon, B. (2006). “Testing for short- and long-run causality: A frequency-domain approach”. *Journal of Econometrics*. **132**: 363-378.
- Breusch, T. (1978). “Testing for autocorrelation in dynamic linear models”. *Australian Economic Papers*. **17**: 334-355.
- Brillinger, D. (1981). *Time series: Data analysis and theory*. San Francisco: Holden-Day Inc.
- Calderón, C. e Liu, L. (2002). “The direction of causality between financial development and economic growth”. Central Bank of Chile. *Working Paper*, No. 184.
- Demetriades, P. e Hussein, K. (1996). “Does financial development cause economic growth? Time series evidence from 16 countries”. *Journal of Development Economics*. **51**: 387-411.
- Geweke, J. (1982). “Measurement of linear dependence and feedback between multiple time series”. *Journal of American Statistical Association*. **77**: 304-324.
- Godfrey, L. (1978). “Testing against general autoregressive and moving average error when the regressors include lagged dependent variables”. *Econometrica*. **46**: 1293-1302.
- Goldsmith, R.W. (1969). *Financial Structure and Development*. New Haven, Conn.: Yale University Press.
- Granger, C. (1966). “The typical spectral shape of an economic variable”. *Econometrica*. **34**: 150-161.
- Granger, C. (1969). “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”. *Econometrica*. **37**: 424-438.
- Gurley, J.G. e Shaw, E. (1955). “Financial aspects of economic development”. *American Economic Review*. **45**: 515-538.
- Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hosoya, Y. (1991). “The decomposition and measurement of interdependence between second-order stationary process”. *Probability Theory and Related Fields*. **88**: 429-444.
- King, R. e Levine, R. (1993a). “Financial intermediation and economic development”. In: C. Mayer e Xavier Vives. (Eds.). *Capital Markets and Financial Intermediation*. Cambridge: Cambridge University Press.

- King, R. e Levine, R. (1993b). “Finance and growth: Schumpeter might be right”. *The Quarterly Journal of Economics*. **108**: 717-739.
- Levine, R. (2005). "Finance and growth: Theory and evidence". In Aghion, P. e Durlauf, S. (eds). *Handbook of Economic Growth*. Vol. 1, capítulo 12. Elsevier. pp. 865–34.
- Levine, R.; Loayza, N. e Beck, T. (2000). “Financial intermediation and growth: Causality and causes”. *Journal of Monetary Economics*. **46**: 31-77.
- Luintel, K. e Khan, M. (1999). “A quantitative reassessment of the finance-growth nexus: evidence from a multivariate VAR”. *Journal of Development Economics*. **60**: 381-405.
- Lutkepohl, H. (1982). “Non-causality due to omitted variables”. *Journal of Econometrics*. **19**: 367-378.
- Odedokun, M. (1996). “Alternative econometric approaches for analyzing the role of the financial sector in economic growth: Time series evidence from LDCs”. *Journal of Development Economics*. **50**: 119-146.

6. ANEXO

TABELA A1
 Critérios de seleção do VAR

Lag	Brasil		França		Índia	
	AIC	LM ¹	AIC	LM	AIC	LM
1	-5.021	(0.00)	-4.949	(0.00)	-7.015	(0.13)
2	-4.859	(0.04)	-5.208	(0.07)	-7.057	(0.75)
3	-4.734	(0.02)	-5.496	(0.74)	-6.983	(0.79)
4	-4.720	(0.08)	-5.306	(0.75)	-6.816	(0.01)
5	-4.595	(0.26)	-5.173	(0.62)	-6.772	(0.20)
6	-4.442	(0.22)	-5.057	(0.50)	-6.650	(0.68)

Lag	Japão		Estados Unidos		Coréia	
	AIC	LM	AIC	LM	AIC	LM
1	-6.933	(0.00)	-8.711	(0.14)	-5.940	(0.00)
2	-6.966	(0.65)	-8.768	(0.55)	-5.784	(0.44)
3	-6.931	(0.06)	-8.676	(0.80)	-5.729	(0.95)
4	-7.160	(0.43)	-8.525	(0.48)	-5.612	(0.43)
5	-7.296	(0.01)	-8.501	(0.12)	-5.526	(0.53)
6	-7.448	(0.81)	-8.511	(0.97)	-5.669	(0.45)

Nota: ¹ LM refere-se ao p-valor do teste de Breusch (1968) e Godfrey (1968) para autocorrelação de 1ª ordem dos resíduos do respectivo VAR.

FIGURA A1
 Séries de tempo
 — GDP (left axis) --- Credit (right axis)

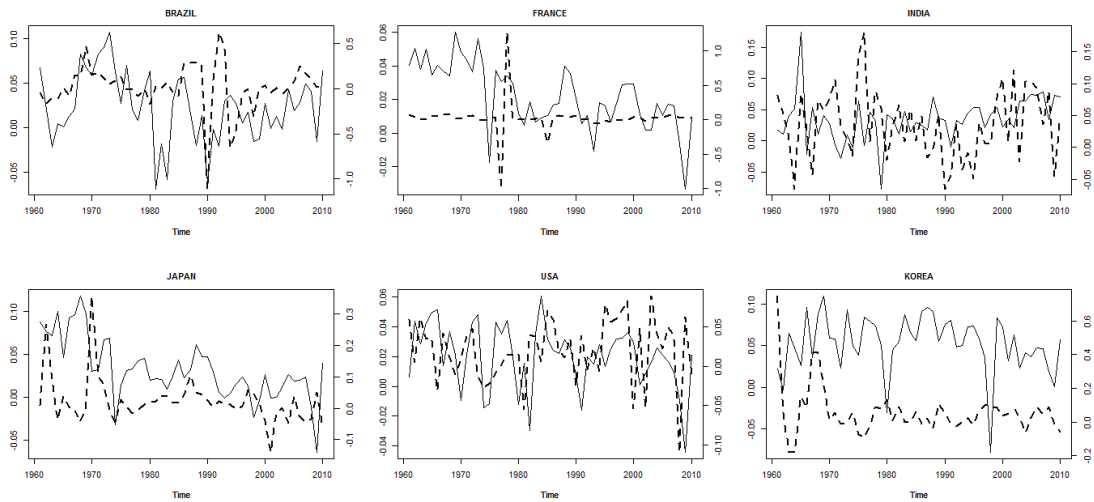


FIGURA A2
Periodograma suavizado do PIB

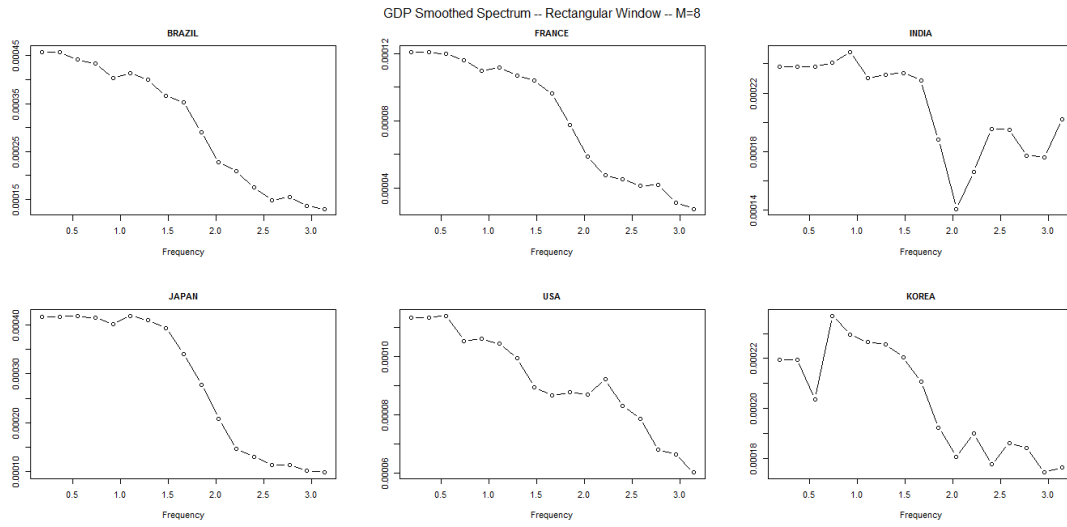


FIGURA A3
Periodograma suavizado do Crédito

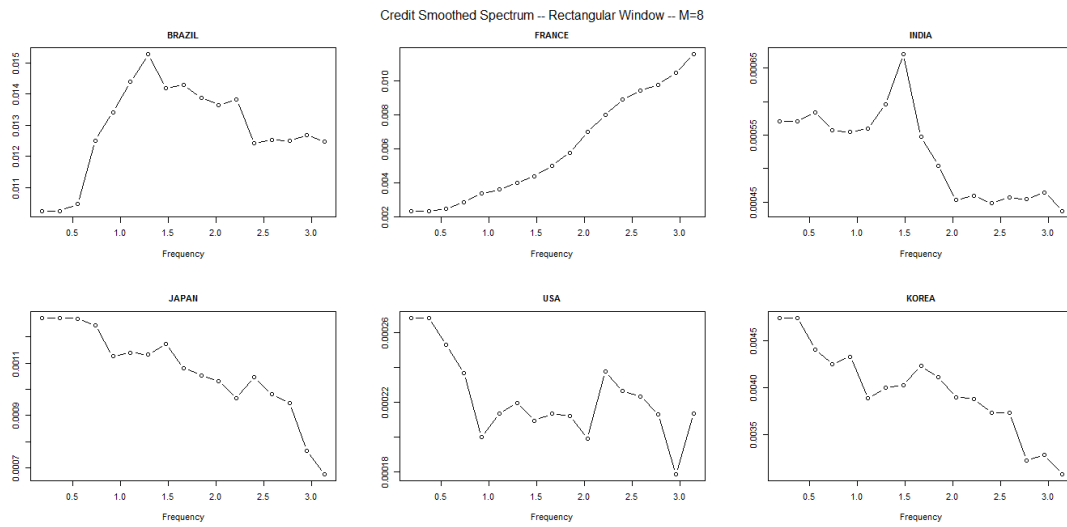


FIGURA A4
Coerência ao quadrado entre Crédito e PIB

