

CAUSALIDADE E COINTEGRAÇÃO DAS PRINCIPAIS BOLSAS DE VALORES DO MUNDO E DA AMÉRICA LATINA

Autoria: Antônio Fernando O. A. Pereira, Newton C. A. da Costa Júnior e Anderson de Barros Dantas

Resumo: Este artigo descreve as relações de co-integração existentes entre as mais importantes bolsas dos países da América Latina, juntamente com as bolsas dos Estados Unidos e do Japão. O que se pretende é comprovar estatisticamente o movimento conjunto que se percebe nas bolsas quando qualquer coisa acontece, por exemplo, nos Estados Unidos ou no Japão. Para isso, utilizam-se testes estatísticos específicos destes movimentos.

Palavras-chave: Mercado de capitais, taxa de juros, co-integração, causalidade, raiz unitária.

1. Introdução

Muito comum nos dias atuais é a discussão de que a globalização econômica tem levado a uma grande integração dos mercados financeiros. O avanço da informática tem ajudado a incrementar essa integração. Agora, em questões de segundos dados *on-line* estão disponibilizados na internet para qualquer avaliação. Ainda através da internet é possível comprar, vender e transferir em pouco tempo ações por todo o mundo. Esta rapidez na evolução dos negócios torna os mercados mais instáveis e os administradores financeiros precisam cada vez mais de ferramentas que os ajudem a entender esse novo comportamento mundial.

A estatística tem sempre se mostrado um instrumental poderoso para auxílio de tomada de decisões, principalmente num ambiente em que o risco está sempre presente. Simulações, testes de causalidade, elaboração de cenários e, mais recentemente, co-integração, são todos instrumentos bastante úteis.

Este trabalho procura então buscar uma análise através de alguns instrumentos acima citados diante de índices de bolsa de valores no mundo. Segue no segundo tópico a metodologia estatística aplicada e os conceitos envolvidos. No terceiro tópico são apresentados os resultados e no último tópico são referendadas às conclusões.

2. Metodologia

As bolsas de valores de alguns países foram selecionadas para verificação de comportamentos assemelhados, sendo essas: IBOVESPA (Brasil), Merval (Argentina), Dow Jones (USA), NIKKEI (Japão), INMEX (México), IGPA (Chile), IGBVL (Peru) e BBO INDEX (Venezuela). O período analisado está compreendido entre julho de 1994 a novembro de 1998 (série mensal). O pacote estatístico utilizado para auxiliar nos cálculos foi o PcGive 8.0 de Doornick and Hendry (1995).

Com o objetivo de identificar a relação de causa e efeito entre as bolsas destes diferentes países foi necessário aplicar o teste de causalidade de Granger (Granger, 1961). Este teste parte do princípio de que existem informações relevantes de causa e efeito nas variáveis defasadas em séries de dados (Gujaraty, 1995).

O teste envolve a estimativa das seguintes equações:

$$(1) \quad Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}$$

$$(2) \quad X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_{it-1} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j X_{t-j} + u_{2t}$$

Onde, Y e X podem ser quaisquer dois índices tratados neste trabalho. Os valores de α , β , λ e δ são parâmetros que serão determinados, enquanto u_{1t} e u_{2t} são os termos de erro assumidos que têm distribuições não correlacionadas.

As equações (1) e (2) testam, por exemplo, se o índice BOVESPA e o Dow Jones afetam e são afetados, respectivamente, no seu comportamento defasado. No curto prazo, a questão que se levanta é que, estatisticamente, pode-se detectar a direção de causalidade na interrelação de causa e efeito entre estas bolsas.

O teste de Granger é uma estatística 'F', onde são testados se pelo menos um dos parâmetros envolvidos na segunda parte da equação é estatisticamente não diferente de zero e, se a causalidade unidimensional de Y a X (ou X a Y), na primeira parte da equação, é estatisticamente diferente de zero. Caso a causalidade seja recíproca, de Y a X e de X a Y, é reconhecida a causalidade bilateral. E, por fim, não existindo causalidade unidimensional e/ou bilateral, é dito que as séries são independentes (Gujaraty, Op. cit., pg. 620).

Este mesmo princípio filosófico leva ao conceito de co-integração. Duas variáveis são ditas co-integradas quando elas caminham no mesmo sentido no longo prazo. Existe algumas condições formais, estatísticas, para se considerar duas séries co-integradas:

- 1) É preciso que elas sejam integradas da mesma ordem. A ordem de integração significa a quantidade de diferenciações que serão necessárias para que uma série se torne estacionária (por exemplo, nenhuma diferença – integrada de ordem zero, uma diferença – integrada de ordem um, e assim por diante) (Kennedy, pg. 268, 1998). Uma série é dita estacionária se possui média e variância constantes ao longo do tempo. Matematicamente a estacionariedade pode ser testada através dos testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) dado nas equações (3) e (4) (Maddala, 1994).

$$(3) \quad \Delta X_t = \beta X_{t-1} + U_t$$

$$(4) \quad \Delta X_t = \beta X_{t-1} + \sum \lambda_j \Delta X_{t-j} + U_t$$

Onde X_t é qualquer série a ser analisada e se o parâmetro β for positivo ou nulo a série não é estacionária, enquanto se β for negativo a série é estacionária.

- 2) Deve existir uma relação linear entre duas variáveis ditas co-integradas que é estacionária a uma ordem de integração inferior a estas duas variáveis. A combinação linear é feita de maneira estática, onde ao rodar uma relação em função da outra por OLS, salva-se os resíduos para testar sua ordem de integração, como em (5) (Engle and Granger, 1987).

$$(5) \quad e_t = Y_t + \beta X_t$$

3. Apresentação dos dados

Uma análise gráfica dos índices mencionados plotados no tempo é sempre importante, pois pode mostrar antecipadamente alguns indícios tanto de causalidade quanto de co-integração. Os gráficos que seguem expõem a evolução temporal dos dados utilizados e indicam, em alguns casos, tendências parecidas para algumas séries. Este fato só poderá se confirmar mediante os testes que esse artigo se propõe a fazer.

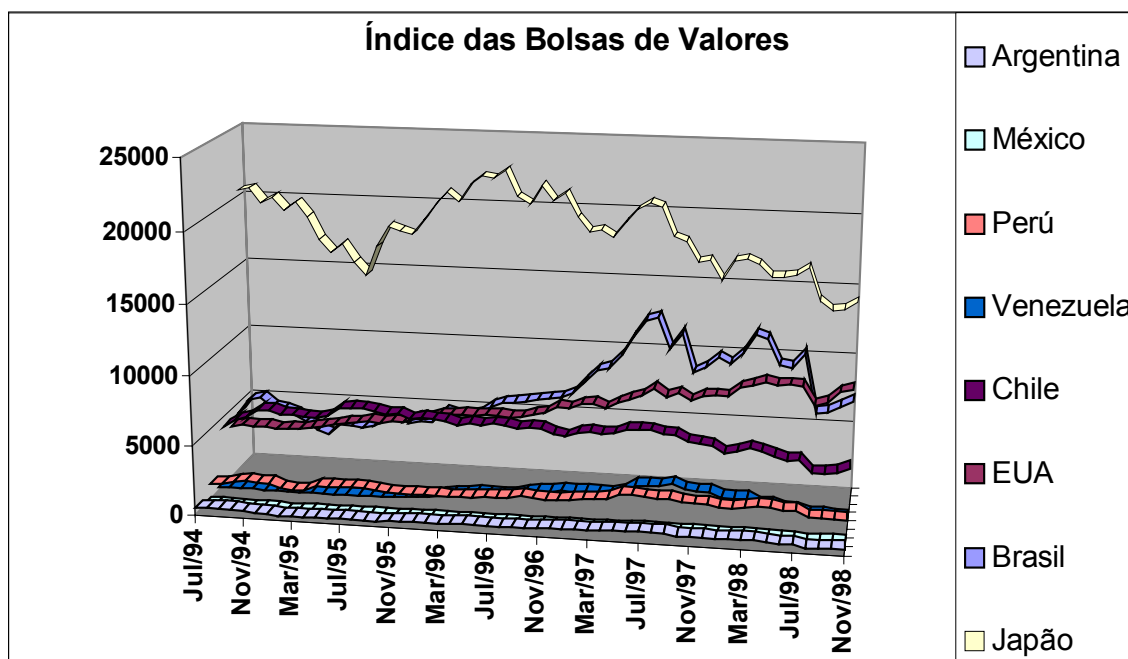


Gráfico 01: Índice da Bolsa de Valores Através do Tempo.

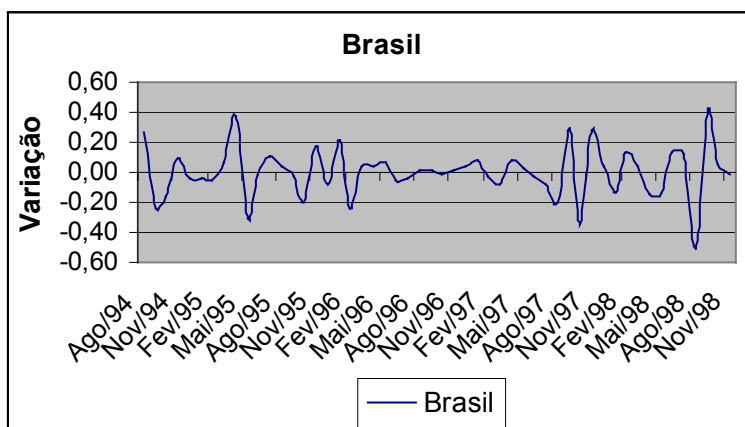


Gráfico 02:
Taxas de retorno mensal para o índice BOVESPA (Jul/94 = 100).

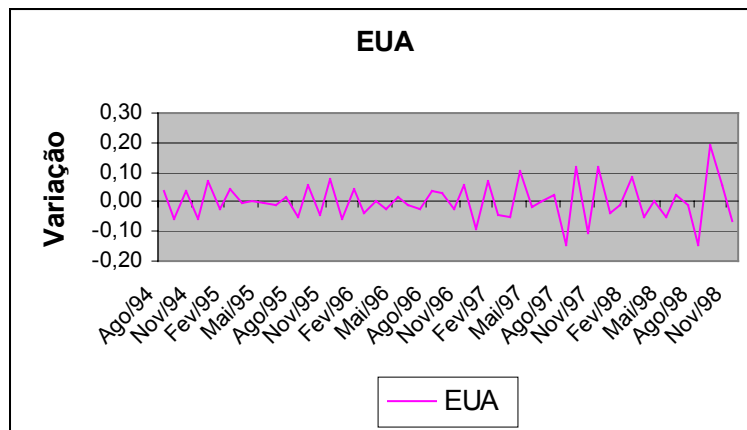


Gráfico 03:

Taxas de retorno mensal para o índice DOW JONES (Jul/94 = 100).

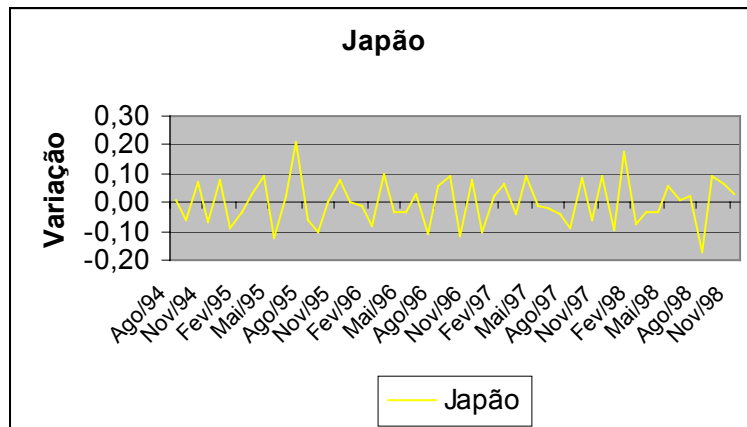


Gráfico 04:

Taxas de retorno mensal para o índice NIKEY (Jul/94 = 100).

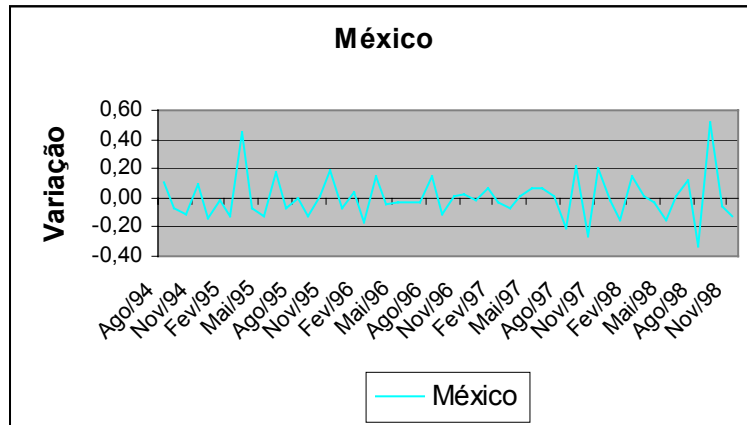


Gráfico 05:

Taxas de retorno mensal para o índice INMEX (Jul/94 = 100).

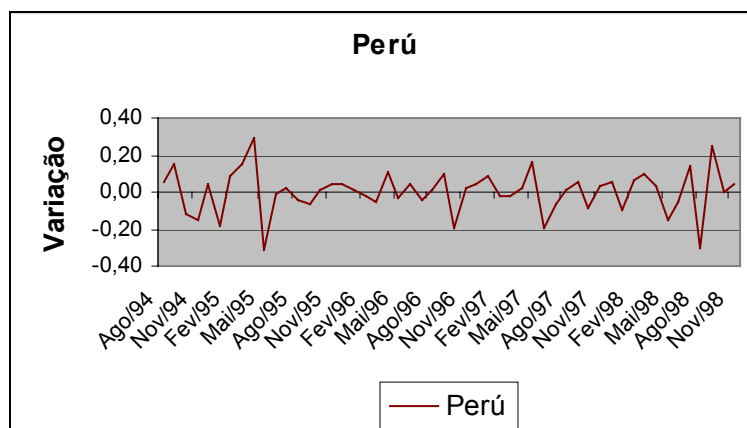


Gráfico 06:

Taxas de retorno mensal para o índice IGBVL (Jul/94 = 100).

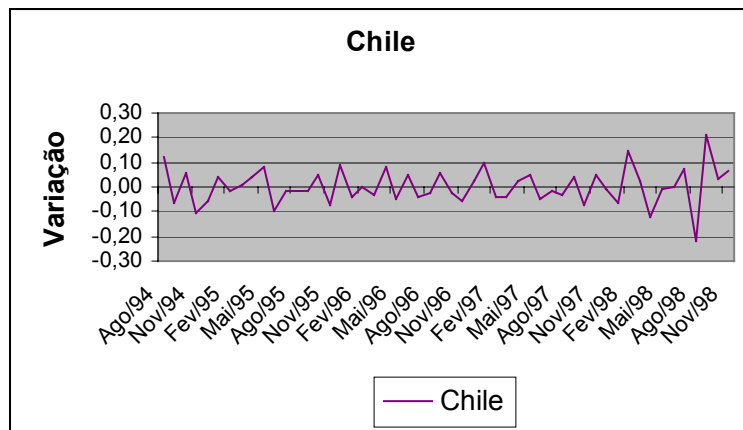


Gráfico 07:

Taxas de retorno mensal para o índice IGPA (Jul/94 = 100).

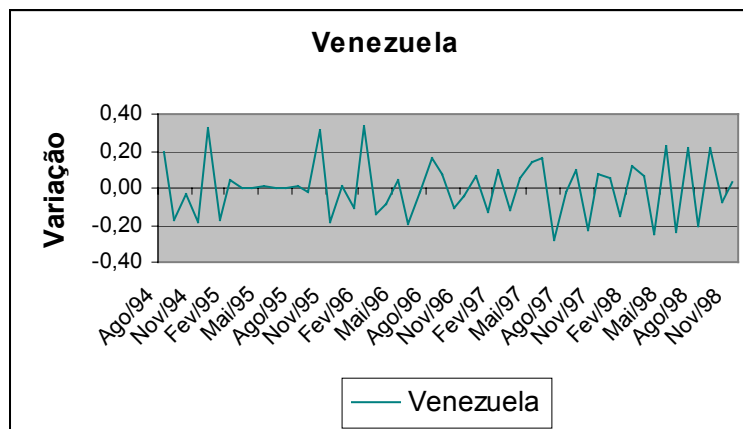


Gráfico 08:

Taxas de retorno mensal para o índice BBO INDEX (Jul/94 = 100).

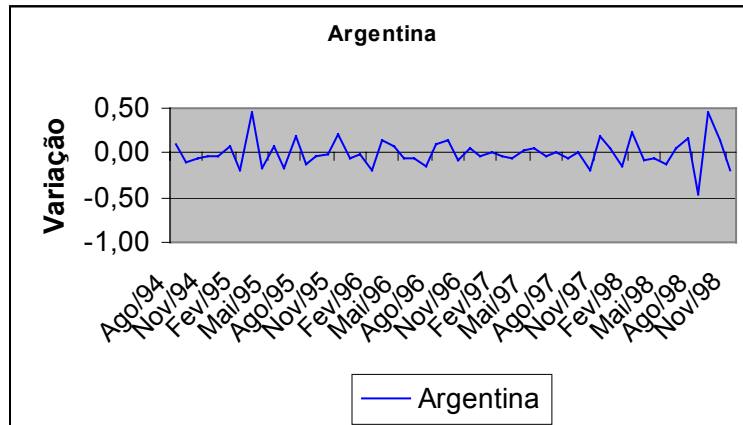


Gráfico 09;

Taxas de retorno mensal para o índice MERVAL (Jul/94 = 100).

4. Resultados

No quadro 01 são apresentados os resultados do Teste de Granger, onde Brasil e Argentina parecem ser os mercados da América do Sul mais complexos influenciando a todos e sendo influenciado por todos os índices envolvidos.

	Brasil	EUA	Japão	México	Venezuela	Argentina	Peru	Chile
Brasil		17.3**	4.03**	27.65**	4.17**	17.24**	10.5**	7.76**
EUA	16.8**		3.15*	12.09**	1.45	12.27**	3.53*	6.81**
Japão	3.16*	2.73*		1.23	2.54	2.96*	2.12	0.87
México	26.2**	12.1**	1.81		3.16*	21.57**	7.43**	5.78**
Venezuela	6.46**	1.38	1.60	6.57**		7.04**	4.38**	3.20*
Argentina	18.8**	12.2**	2.99*	21.94**	4.71**		9.68**	6.66**

Peru	8.93**	3.51*	2.38	6.65**	1.91	6.92**		9.86**
Chile	6.20**	4.15**	1.77	3.36*	2.28	6.00**	6.08**	

Quadro 01: Teste de Causalidade de Granger – vertical causador de efeito e horizontal absorvedor do efeito.

* Passa ao nível de 5% de significância com F(4, 42);

** Passa ao nível de 1% de significância com F(4, 42);

O quadro 02 mostra o teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado (DF e ADF), onde apenas duas variáveis são acusadas de estarem estacionárias em níveis, sendo elas os Estados Unidos e o México. Elas passam a um nível baixo de significância (cinco por cento) o que leva a uma análise gráfica mais apurada para a sua confirmação. As outras variáveis não se apresentarão estacionárias para este tipo de teste.

Teste Dickey-Fuller		
	DF	ADF (13)
Brasil	-1.3144	-1.5967
EUA	-2.8302	-3.8879*
Japão	-2.9112	-2.9645
México	-1.5794	-3.6122*
Venezuela	-0.2546	-1.2700
Argentina	-1.3958	-1.2134
Peru	-0.8585	-1.5124
Chile	-1.8768	-2.1538

Quadro 02: Teste DF e ADF para Variáveis em Níveis.

* Passa ao nível de 5% de significância;

** Passa ao nível de 1% de significância;

Valores em vermelho indicam defasagens não significativas;

Na figura 01, os índices dos Estados Unidos e do México não se mostram estacionários em seus níveis, pois eles apresentam uma tendência crescente ao longo do tempo. Na mesma figura são apresentados a plotagem das primeiras diferenças da cada variável, sendo que estas parecem estacionárias. Este fato é confirmado com os testes DF e ADF. Em verdade, os testes DF e ADF não são unânimes devem ser auxiliados por outras análises. Existe a estatística do CDW – Cointegration Darbin Watson (Pindyck and Rubinfeld, pg. 465-67, 1991), o teste de Philipe-Perron (Lopes e Lima, pg. 78, 1995), a Função de Autocorrelação (Greene, Pp. 830-35) entre outras análises de auxílio.

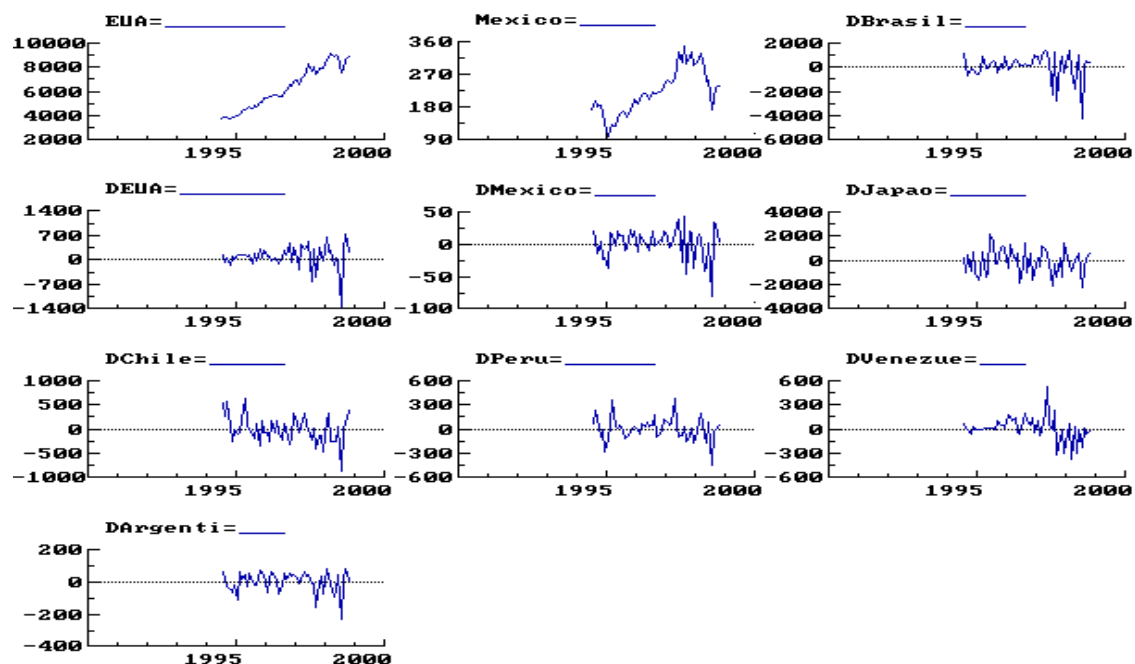


Figura 01: Plotagem das séries que passaram no DF e ADF.

Teste Dickey-Fuller		
	DF	ADF (13)
Brasil	-7.0776**	-3.9674*
EUA	-6.6656**	-5.3564**
Japão	-6.3227**	-4.2097*
México	-7.4997**	-4.7416**
Venezuela	-6.2167**	-3.8252*
Argentina	-6.3052**	-1.5321
Peru	-5.5753**	-4.1053*
Chile	-6.0493**	-3.6424*

Quadro 03: Teste DF e ADF para Variáveis em Diferenças (primeira).

* Passa ao nível de 5% de significância;

** Passa ao nível de 1% de significância;

Valores em vermelho indicam defasagens não significativas;

A primeira diferença mostra bem que todas as séries são estacionárias (ver quadro 03), levando a suspeita de co-integração que será averiguada através do teste de estacionariedade para os resíduos das várias equações formadas por variáveis agrupadas duas a duas (Metodologia Engle e Granger). Apenas os resultados com co-integração são apresentados no quadro 04.

Teste Dickey-Fuller		
	DF	ADF (13)

Resíduo [Brasil =f(Peru)]	-3.8954*	-3.8092*
Resíduo [Brasil =f(Venezuela)]	-2.8089	-3.5301*
Resíduo [México = f(Brasil)]	-2.0549	-3.6221*
Resíduo [México =f(USA)]	-1.1997	-3.8547*
Resíduo [Argentina =f(Peru)]	-3.1032	-3.8466*
Resíduo [Peru =f(Argentina)]	-2.9413	-4.2052*

Quadro 04: Teste DF e ADF para os Resíduos.

* Passa ao nível de 5% de significância;

** Passa ao nível de 1% de significância;

Valores em vermelho indicam defasagens não significativas;

Estes resultados corroboram a co-integração entre as bolsas ora em análise. Isto é, em virtude das políticas macroeconômicas, recessiva ou expansionista, sejam elas impostas por taxa de juros, câmbio, restrições monetárias, equilíbrio dos gastos públicos, entre outros, adotadas por estes países, afetarem em diferentes tipos de gradações (no longo prazo) as oscilações simultâneas das bolsas destes países (confirmado pelo teste de causalidade de Granger).

Recentemente, como um exemplo, a desvalorização da moeda Mexicana associada a uma alta política de taxa de juros americana provocou efeitos depressivos na economia brasileira, os quais induziram a efeitos em cadeia nas bolsas de outros países. Tais efeitos levaram os Estados Unidos a traçar políticas de cooperação e integração econômica para o México.

O efeito em cadeia, anteriormente citado, por muitas vezes é causado pelo comportamento paralelo de variáveis macroeconômicas expressivas na economia de cada país. A observação disto leva a entender um fato interessante: os países em desenvolvimento citados têm adotado, nos últimos anos, políticas macroeconômicas parecidas ditadas pelo FMI em busca da estabilização econômica.

Uma das variáveis econômicas que costuma ser usada com bastante vigor para influenciar a movimentação de capitais no mundo é a taxa de juros e em particular a dos Estados Unidos, que é considerado um país líder, refletindo intensamente no comportamento da bolsa de valores de todo o mundo. Por isso, realizou-se o teste de causalidade de Granger para medir a causa e efeito das taxas de juros deste país para com os outros e dos outros para com este país.

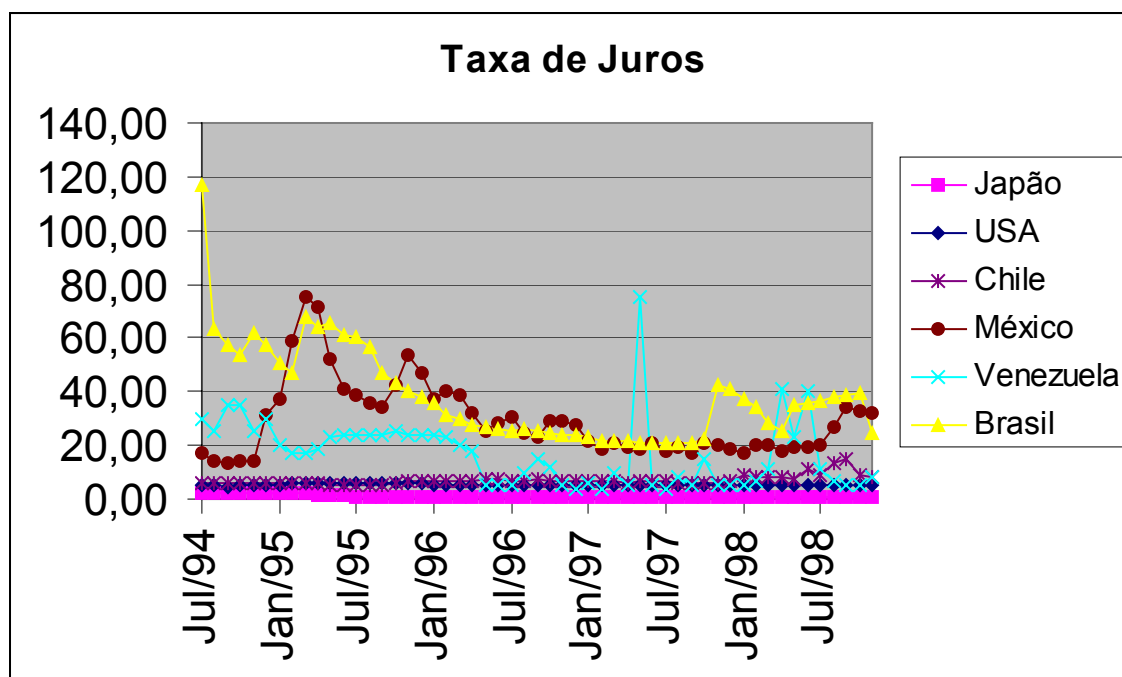


Gráfico 10: Comportamento das Taxas de Juros dos Países Pesquisados.

<i>TJCI</i>	<i>JAPÃO</i>	<i>BRASIL</i>	<i>MÉXICO</i>	<i>CHILE</i>	<i>VENEZUELA</i>
<i>USA</i>	$F(4, 42) = 5,0587 [0.0020]^*$	$F(2, 42) = 4,9942 [0.0107]$	$F(4, 42) = 7,8326 [0.0011]^*$	$F(4, 42) = 0,1263 [0.9721]$	$F(4, 42) = 0,1539 [0.9602]$

Quadro 05: Teste de Causalidade de Granger para Aferir a Influência da Taxa de Juros dos Estados Unidos em Relação aos Demais Países.

* Passa ao nível de 5% de significância;

** Passa ao nível de 1% de significância;

<i>TJCP</i>	<i>TJCP USA</i>
<i>JAPÃO</i>	$F(4, 42) = 3,6639 [0.0120]^*$
<i>BRASIL</i>	$F(4, 42) = 1,4081 [0.2479]$
<i>MÉXICO</i>	$F(4, 42) = 0,7255 [0.5795]$
<i>CHILE</i>	$F(4, 42) = 1,8383 [0.1394]$
<i>VENEZUELA</i>	$F(4, 42) = 1,8221 [0.1426]$

Quadro 06: Teste de Causalidade de Granger para Aferir a Influência da Taxa de Juros dos Demais Países em Relação aos Estados Unidos.

* Passa ao nível de 5% de significância;

** Passa ao nível de 1% de significância;

Ao analisar os quadros (05) e (06) acima, constatou-se através do teste de causalidade de Granger que os Estados Unidos influenciam decisivamente na formação das taxas de juros dos países mais significativos e, conseqüentemente, afetam as bolsas de valores dos países pesquisados. Um fato interessante é que só o Japão tem efeito de causa bilateral com os Estados Unidos, ou seja, provoca e recebe influências. Este fato vem referendar o que já se esperava, pois essas duas economias têm importância significativa no cenário internacional. Por outro lado, o teste de causalidade de Granger apresentou resultados consistentes quanto aos efeitos dos países periféricos em relação à formação das taxas de juros dos Estados Unidos.

5. Conclusão

Com a globalização dos mercados e a incorporação das informações econômicas instantâneas, os fenômenos são captados permanentemente pelos países, influenciando o comportamento dos países e sendo influenciado por eles. Dentro desta linha de raciocínio, o presente artigo procurou identificar e aferir a magnitude das oscilações e o grau de causalidade dentre eles.

Os testes de causalidade de Granger e os métodos de co-integração de Engle e Granger facilitaram a compreensão de tais fatos econômicos. Os testes em questão corroboraram tais afirmativas ao se verificar estatisticamente a plausibilidade do efeito em cadeia e a simultaneidade do comportamento das bolsas e das taxas de juros entre os países como os Estados Unidos, Japão, Brasil, México, Venezuela, Chile, Peru e Argentina que foram exaustivamente pesquisados através da metodologia proposta.

Vale ressaltar que os resultados obtidos para os países Brasil e Argentina, por apresentarem um maior grau de interdependência entre os países pesquisados, tornam o comportamento das suas bolsas mais voláteis. Em trabalhos futuros será proposta a utilização do modelo GARCH para quantificar a volatilidade das bolsas e das taxas de juros. De acordo com Solnick (1996), a volatilidade do mercado financeiro varia ao longo do tempo e de certa forma de maneira previsível.

Bibliografia

- DOORNICK, J. A. and HENDRY, D. F. *PcGive 8.0: An Interactive Econometrics*. New Jersey: Prentice Hall, Inc., 1995. 2^a ed.
- ENGLE, R. F. and GRANGER, W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Journal of the Econometric Society*. March, 1981. Vol. 55, No. 2, Pp. 251-76.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica*. July, 1969. Vol. 37, Pp. 424-38.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. 3rd ed. Prentice Hall, 1997. Pp. 823-70.
- GUJARATY, N. Domadar. *Basic Econometric*. Third Edition. McGraw-Hill, 1995.
- KENNEDY, Peter. *A Guide to Econometrics*. 4rd ed. The MIT Press, 1998.
- LOPES, H. F. e LIMA, C. R. L. Co-Integração: Enfoques Clássicos Bayesiano. *VI Escola de Séries Temporais e Econometria*. Vitória: 31/jul – 1 e 2/ago, 1995.
- MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. 2rd ed. Prentice Hall, 1992.
- PINDYCK, Robert S. and RUBINFELD, D. L. *Econometrics Models and Economic Forecast*. McGraw-Hill, 1991.
- SOLNIK, B. H. *International Investments*. 3rd ed. Addison-Wesley Publishing Company, 1996. Pg. 80.