



**FACULDADE IBMEC SÃO PAULO**

**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**Roberto Costa Agi**

**A RELAÇÃO DINÂMICA ENTRE O ÍNDICE DE PREÇOS DE  
AÇÕES E A TAXA DE CÂMBIO: UM ESTUDO  
ECONOMÉTRICO PARA O BRASIL**

**São Paulo  
2009**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Roberto Costa Agi

**A relação dinâmica entre o Índice de preços de ações e a taxa de câmbio: um estudo econométrico para o Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas  
Orientado: Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Junior – Insper  
Inst. de Ensino e Pesquisa

**São Paulo  
2009**

Costa Agi, Roberto

A relação dinâmica entre o Índice de preços de ações e a taxa de câmbio: um estudo econométrico para o Brasil / Roberto Costa Agi; orientador Eurilton Alves Araújo Júnior – São Paulo: Insper Inst. de Ensino e Pesquisa.

31f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Ibmec Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais.

1.Cointegração 2. VAR 3. Teste de causalidade de Granger.

# FOLHA DE APROVAÇÃO

Roberto Costa Agi

A relação dinâmica entre o Índice de preços de ações e a taxa de câmbio: um estudo econométrico para o Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Julho/2009

## Banca Examinadora

Prof. Dr. Eurilton Alves de Araújo Junior

Orientador

Instituição: Insper Inst. de Ensino e Pesquisa Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Ricardo Brito

Instituição: Insper Inst. de Ensino e Pesquisa Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof.Dr. Rodrigo de Losso da Silveira Bueno

Instituição: EAESP-FGV/SP Assinatura: \_\_\_\_\_

## **DEDICATÓRIA**

Ao meu pai, Roberto e a minha mãe, Marisa pelos exemplos de honestidade, respeito e ética. Ainda que me esforce, nunca conseguirei retribuir todas as oportunidades oferecidas por eles.

À minha esposa, Roberta, pela compreensão, paciência e amor, sempre me incentivando a nunca desistir.

À minha família e amigos pelo apoio e por estarem sempre ao meu lado.

## **AGRADECIMENTOS**

Ao Professor Eurilton Araújo, pelas orientações e pelo direcionamento na elaboração deste trabalho.

Aos professores que sempre deram todo apoio e estiveram presentes nos momentos de dúvida.

Aos colegas do curso pela companhia nos estudos, pela amizade e pelas contribuições para a excelência do curso.

## RESUMO

COSTA AGI, Roberto **A relação dinâmica entre o Índice de preços de ações e a taxa de câmbio: um estudo econométrico para o Brasil** 2009. **31f.** Dissertação (Mestrado) - Ibmec Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, São Paulo, 2009.

Desde a criação do Plano Real, em 1994, o Brasil tem se destacado pela preocupação em melhorar seus fundamentos econômicos, focando o controle da inflação e a estabilidade da moeda. Nesse contexto, o interesse de investidores estrangeiros no país é crescente, tanto em investimentos diretos em infra-estrutura como em ativos financeiros. Esse trabalho busca contribuir com um estudo sobre dois ativos que tem influência direta nas decisões de investimento de participantes locais e estrangeiros, são eles o índice de ações Ibovespa e taxa de câmbio real. O relacionamento entre esses dois ativos pode ser descrito de diferentes formas, por exemplo, uma desvalorização da taxa de câmbio real brasileira afeta positivamente a competitividade internacional, levando a superávits na balança comercial e afetando positivamente o lucro esperado das empresas, o que finalmente valorizaria o índice Ibovespa. Em outra análise, uma valorização do índice Ibovespa, através do efeito riqueza, aumentaria a demanda por moeda. Essa demanda maior por moeda pressionaria a taxa de juros local, aumentando a atratividade de recursos estrangeiros que poderia finalmente valorizar a taxa de câmbio real. Através de técnicas econométricas como cointegração e modelos de vetores auto-regressivos, buscou-se analisar como esses dois ativos se relacionam no longo-prazo e como se dão as dinâmicas de curto-prazo. Além disso, outros ativos, como um índice de preços internacionais de commodities e um índice de ações dos Estados Unidos foram incorporados aos modelos com o objetivo de analisar se são variáveis importantes e se exercem o papel de condutores de eventuais choques. A condição da paridade descoberta de juros (UIP) foi testada na relação de cointegração entre as séries e os resultados confirmam que há indícios de que existe um relacionamento de longo-prazo entre as séries, porém a UIP não é confirmada. Quanto às dinâmicas de curto-prazo não foi encontrada nenhuma relação de causalidade entre as séries do modelo.

Palavras-chave: Cointegração; Paridade Descoberta de Juros; Vetores auto-regressivos; Teste de causalidade de Granger; Índice Ibovespa, Taxa de Câmbio Real.



## ABSTRACT

COSTA AGI, Roberto. **The dynamic relationship between the index of stock prices and exchange rates: an econometric study for Brazil** 2009. **31f.** Dissertation (Mastership) - Ibmecc Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, São Paulo, 2009.

Since the beginning of the Real Plan in 1994, Brazil has been highlighted by the need to improve their economic fundamentals, focusing on controlling inflation and a stable currency. In this context, the interest of foreign investors in the country is growing, both in direct investments in infrastructure and in financial assets. This paper aims to contribute with a study on two assets that have direct influence on investment decisions of local and foreign participants, they are the Ibovespa stock index and the real exchange rate. The relationship between these two assets can be described in different ways, for example, a devaluation of the Brazilian real exchange rate positively affects the international competitiveness, leading to surpluses in the trade balance and positively affects the expected profit of the companies, which ultimately enhance the Ibovespa index. In another analysis, a recovery of the index Ibovespa through the wealth effect, increase the demand for currency. This demand for more money, press the local interest rate, increasing the attraction of foreign resources that could eventually raise the real exchange rate. Using econometric techniques such as cointegrating and vector auto-regressive models, it tried to examine how these two assets are related in the long-term and how are the short-term dynamics. In addition, other assets, as an index of international prices of commodities and an index of shares in the United States were incorporated to the models with the aim of assessing whether they are important variables and if they perform the role of drivers of any shocks. The uncovered interest rate parity (UIP) was tested in the cointegration relationship between the series and the results confirm that there is evidence that there is a relationship between long-term series, but the UIP is not confirmed. As the short-term dynamics was not found any causal relationship between the series of the model.

Keywords: Cointegration; Uncovered Interest Rate Parity; Vector auto-regressive; Granger causality test; Ibovespa Index, Real Exchange rate.

## Sumário

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	11
<b>2</b>	<b>Revisão bibliográfica e metodologia</b>	12
<b>3</b>	<b>Bases de Dados</b>	14
3.1	VAR (Vetor auto-regressivo)	14
3.2	Testes raiz unitária	16
3.3	Cointegração	18
<b>4</b>	<b>Resultados</b>	21
4.1	Testes raiz unitária	21
4.2	Análises de Cointegração	21
4.3	Especificação VEC	22
<b>5</b>	<b>Conclusões</b>	25
<b>6</b>	<b>Anexos</b>	26
<b>7</b>	<b>Referências Bibliográficas</b>	31

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valores críticos dos testes de raiz unitária . . . . .	26
Tabela 2 – Resultados do Teste de cointegração de Johansen. . . . .	27
Tabela 3 – Vetor de Cointegração. . . . .	28
Tabela 4 – Decomposição da variância – modelo VEC . . . . .	29
Tabela 5 – Estatísticas do teste de causalidade de Granger . . . . .	30

## **LISTA DE FIGURAS**

Figura 1 – Séries utilizadas nos modelos . . . . .	.26
Figura 2 – Gráficos das funções resposta a impulso – modelo VEC . . . . .	.27

## **I. Introdução**

O maior intercâmbio comercial e financeiro entre as economias, a migração de regimes de câmbio fixo para câmbio flutuante e o aumento do fluxo de capitais a países emergentes contribui para o crescente interesse das relações entre o preço das ações e a taxa de câmbio. A mudança de regime de câmbio fixo para câmbio flutuante começou a ocorrer no início da década de 70, onde as moedas das principais economias passaram a flutuar, nesse período muitos países em desenvolvimento ainda atrelavam suas moedas à variação de uma moeda forte, normalmente o dólar americano ou o franco suíço, ou a uma cesta de moedas. No início dos anos 80, os países em desenvolvimento começam a liberar gradativamente a flutuação de suas moedas. No Brasil, no período de 1994 a 1999, o regime adotado foi o de bandas cambiais e a liberação da flutuação ocorreu em janeiro de 1999, após ataques especulativos diminuírem suas reservas em aproximadamente US\$44 bilhões em pouco mais de seis meses. Desde a implantação do Plano Real em 1994, que teve como principal conquista o controle da inflação, o ingresso de capitais estrangeiros vem se intensificando. A adoção de um regime de câmbio flutuante facilita a movimentação desses capitais e o mercado acionário brasileiro ganha importância na diversificação dos portfólios dos investidores estrangeiros. Diante disso, se torna cada vez mais importante entender como o mercado acionário brasileiro se comporta em relação as variações da taxa de câmbio. O objetivo deste trabalho é explorar as relações de causalidade entre esse dois mercados analisando as dinâmicas tanto de curto quanto de longo-prazo. Além disso, ao se estudar a relação de longo-prazo, será verificado se é possível afirmar que o relacionamento entre o índice de ações brasileiro Ibovespa, o índice de ações norte-americano S&P500 e a taxa de câmbio real, respeita a condição de paridade descoberta de juros. Um índice que representa o preço internacional de commodities será utilizado como variável exógena desse modelo e a introdução deste ativo se justifica pela concentração de empresas exportadoras de commodities na composição do índice Ibovespa. Além disso, pode ser útil para uma futura análise a respeito da dependência do mercado brasileiro em relação ao mercado norte-americano, discutindo-se as argumentações sobre um suposto descolamento, onde a economia brasileira nos últimos anos seria menos dependente da economia norte-americana e, portanto sofreria menos em situações de crise. Além da melhora de seus fundamentos econômicos, discute-se que esse descolamento seria

fruto de uma maior integração do mercado brasileiro com economias que demandam um volume grande de commodities, como China e Índia.

O trabalho está organizado da seguinte forma, primeiramente há a revisão bibliográfica e a metodologia utilizada e uma breve descrição dos modelos e dos testes utilizados. Em seguida encontram-se os resultados obtidos, as conclusões e os anexos.

## **II. Revisão bibliográfica e metodologia**

Diversos trabalhos mostram que há evidências empíricas de que variáveis macroeconômicas exercem influência sobre o mercado acionário. Em relação à taxa de câmbio encontramos estudos sobre esse relacionamento tanto para países desenvolvidos quanto para países em desenvolvimento como o Brasil. Ajayi, Friedman e Mehdian (1998) utilizaram o teste de causalidade de Granger e observaram que para um grupo de países desenvolvidos há uma causalidade unidirecional, onde os retornos no mercado de ações causam a taxa de câmbio e para países em desenvolvimento não existe qualquer relação. Bhattacharva e Mukherhee (2002), ao analisarem se o índice indiano *BSE sensitive Index* possui alguma relação causal com variáveis macroeconômicas, incluindo a taxa de câmbio, encontram resultados que mostram que essa relação é inexistente. Concluem que as informações públicas disponíveis já estão refletidas nos preços dos ativos. Phylaktis e Ravazzolo (2005) encontram resultados semelhantes quando estudam os relacionamentos de curto e longo prazo da taxa de câmbio com o mercado de ações de um grupo de países banhados pelo Oceano Pacífico. Para o Brasil também se encontra trabalhos que estudam esse relacionamento. Nunes, Costa Jr. e Meurer (2002) encontram uma relação de cointegração do mercado de ações brasileiro com variáveis macroeconômicas. Quando testada a relação de causalidade, os resultados também indicaram um relacionamento unidirecional, ou seja, o índice Ibovespa causa a taxa de câmbio real. Os mesmos resultados foram obtidos por Grôppo (2005) que testa a cointegração e causalidade entre variáveis de política monetária e Ibovespa. Este trabalho verificará para dados do mercado brasileiro, se é possível afirmar que existe uma relação estável de longo-prazo entre a taxa de câmbio e um índice de ações. Será testada através de ferramentas econométricas a cointegração e causalidade dessas variáveis e como pano de fundo será utilizado a teoria da paridade descoberta de juros (UIP). Essa teoria deriva da condição conhecida como paridade coberta de juros (CIP) e está

relacionada à arbitragem no mercado futuro de câmbio. Se considerarmos a seguinte relação (eq. 2.1):

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} = \frac{I_{t,k}}{I_{t,k}^*} \quad (2.1)$$

Em que S representa a taxa de câmbio no período t,  $F_{t,t+k}$  é equivalente ao valor futuro de S para k períodos a frente e  $I_{t,k}$  e  $I_{t,k}^*$  representam 1 mais a taxa de juros de um título k períodos para o mercado doméstico e externo, respectivamente. Aplicando o logaritmo em (2.1), obtemos (eq. 2.2):

$$f_{t,t+k} - s_t = (i - i^*)_{t,k} \quad (2.2)$$

É preciso adicionar um prêmio de risco a equação acima (2.2), obtendo-se (eq. 2.3):

$$p_{t,t+k} = f_{t,t+k} - s_t^e \quad (2.3)$$

Substituindo-se (2.3) em (2.2) chegamos à expressão (eq. 2.4):

$$\Delta s_t^e = (i - i^*)_{t,k} - p_{t,t+k} \quad (2.4)$$

A paridade descoberta de juros (UIP) é caracterizada quando o prêmio de risco é zero.

Este trabalho utiliza a relação acima como corolário da existência de uma relação de cointegração escrita da seguinte forma (eq. 2.5):

$$\text{Índice de Ações (Brasil)} = \text{Índice de Ações (EUA)} + \text{Taxa de Câmbio no nível} \quad (2.5)$$

Confirmada a relação de cointegração, um modelo com o vetor de correção de erros será estruturado para se estudar as relações de curto e longo-prazo. Como dito anteriormente, uma série representando o preço internacional de commodities será utilizada como variável exógena

ao modelo, dada a concentração de empresas exportadoras desses produtos na composição do índice de ações do Brasil.

### III. Bases de Dados

Neste trabalho foram utilizadas as seguintes séries mensais de julho de 1994 a outubro de 2008: (1) O valor de fechamento do índice Ibovespa divulgado pela Bolsa de Valores de São Paulo convertido para o dólar norte-americano; (2) A taxa efetiva real de câmbio calculada pelo IPEA, que é estimada considerando os Índices de Preços por Atacado (IPA) dos 16 parceiros comerciais mais importantes do Brasil ponderados pela participação de cada parceiro na pauta de exportações brasileiras em 2001; (3) O valor de fechamento do S&P500 divulgado pela *Standard & Poor's* que é um índice ponderado pelos preços das 500 ações das maiores empresas negociado na bolsa de valores dos Estados Unidos; (4) O valor de fechamento do *CRB spot index*, que é um índice composto por 22 commodities básicas que se espera serem as primeiras influenciadas por mudanças no cenário econômico, calculado pela *Commodity Research Bureau*. Todas as séries utilizadas estão em escala logarítmica.

#### III. 1 VAR (Vetor auto-regressivo)

Quando procuramos estudar a influência de uma ou mais variáveis sobre outra, dispomos de diversos modelos econométricos. Em uma regressão linear, normalmente denominamos uma das variáveis como dependente que será explicada por outras variáveis chamadas independentes ou explicativas, podendo ser representada da seguinte forma (eq. 3.1):

$$y = a + bx_t + u_t \quad (3.1)$$

Nesse caso,  $y$  depende das variações de  $x$  e de um termo aleatório  $u$ .  $a$  e  $b$  são os coeficientes não conhecidos previamente e para obtê-los geralmente utilizamos o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Esse método encontra valores para  $a$  e  $b$ , fazendo com que a soma dos quadrados dos resíduos da regressão seja minimizada.



Algumas hipóteses devem ser assumidas, por exemplo, a relação entre as variáveis é linear,  $x$  é exógeno, o termo aleatório  $u$  não depende de seus valores passados e não é correlacionado com  $b$ , caso contrário há outras variáveis que estão omitidas no modelo e são importantes para explicar  $x$ . Outra condição é que a média de  $u$  deve ser zero e sua variância constante. Satisfeitas essas condições podemos aplicar o modelo e sair com os coeficientes desejados.

Muitas vezes utilizamos séries de tempo como variáveis de nossos modelo e podemos chamá-los de processos auto-regressivos, pois o comportamento passado das variáveis é importante para explicar os movimentos presentes dessas variáveis. Chamamos de AR(p) um modelo auto-regressivo que utiliza  $p$  defasagens para explicar as flutuações da variável no tempo presente.

O vetor auto-regressivo surge da necessidade de se estimar modelos que combinem mais de uma equação e valores passados de suas variáveis. Podemos representar um modelo como esse da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_t &= c_1 + a_{11}x_{t-1} + a_{12}y_{t-1} + u_{1t} \\ x_t &= c_2 + a_{21}x_{t-1} + a_{21}y_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (3.2)$$

Sendo  $x$  e  $y$  as variáveis nos períodos  $t$  e  $t-1$ ,  $u_{1t}$  é o termo aleatório relacionado à variável  $y$ ,  $u_{2t}$  é o termo aleatório relacionado à variável  $x$ , e todas as outras variáveis são constantes que pretendemos determinar. Percebemos no sistema acima que  $y$  é influenciado por  $x$ , assim como  $x$  também é influenciado por  $y$ .

O modelo acima possui  $n=2$  variáveis ( $x$  e  $y$ ) e  $p=1$  defasagem e é conhecido como VAR reduzido pois as variáveis dependem apenas de valores passados seus e das outras variáveis do sistema. Quando assumimos que as variáveis  $x$  e  $y$  influenciam uma a outra contemporaneamente, devemos escrever um VAR estrutural.

A estimação de um VAR deve ser feita da seguinte forma:

Considere o seguinte VAR(p) (eq. 3.3):

$$x_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + e_t \quad (3.3)$$

Em que  $x_t$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $\phi_0$  é um vetor  $n \times 1$  e  $\phi_1$  é uma matriz  $n \times n$ ,  $e_t$  é um vetor  $n \times 1$ .

Para escolher  $n$ , variáveis que compõe o modelo, normalmente utilizamos a Teoria Econômica como base. Já a escolha de  $p$ , defasagens do modelo, costumamos utilizar os critérios de informação. Na estimação, admitimos que o erro não contém correlação serial e portanto podemos estimar cada equação por MQO.

### III. 2 Testes Raiz Unitária

Um passo importante quando se trabalha com séries temporais é verificar a presença de raiz unitária, onde discutimos se a tendência é estacionária. A presença de uma tendência estocástica implica que flutuações em uma série temporal são o resultado de choques não somente no componente transitório ou cíclico, mas também no componente de tendência (GUJARATI, 2000). Portanto uma série com característica de tendência estocástica sofrerá mudanças com caráter permanente e não transitório como ocorre com séries com tendência determinística [(GUJARATI, 2000); (HILL, GRIFFITHS E JUDGE, 1999)]

Quando utilizamos séries temporais que não são estacionárias em modelos de regressão, nos deparamos com um problema que se costuma chamar de regressão espúria, isto é, muitas vezes encontramos um alto  $R^2$ , mas não há uma relação significativa entre as séries.

Para testarmos a presença de raiz unitária utilizaremos a estatística denominada *Dickey-Fuller* (DF) [Dickey e Fuller (1979 e 1981)]. O objetivo principal é testar como se comporta a variável defasada um período, por ex (eq. 4.1):

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + v_t \quad (4.1)$$

Se  $\delta$  no modelo AR(1) acima for igual a 1, então podemos afirmar que  $Y_t$  tem raiz unitária, logo trabalhamos com as seguintes hipóteses:

$$H_0: \delta = 1$$

$$H_1: \delta < 1$$

Se rejeitamos  $H_0$ , a série tem raiz unitária.

Contudo, usualmente aplicamos  $Y_{t-1}$  nos dois lados da equação, sendo  $\Delta$  o operador de defasagem, temos (eq.4.2):

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta Y_{t-1} - Y_{t-1} + v_t$$

$$\text{ou } \Delta Y_t = (\delta - 1)Y_{t-1} + v_t \quad (4.2)$$

considerando  $\phi = (\delta - 1)$ , temos (eq.4.3):

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + v_t \quad (4.3)$$

Dessa forma testar se  $\delta=1$ , é o mesmo que testar se  $\phi=0$ . Daí, quando não podemos rejeitar  $H_0$  ( $\phi=0$ ), a série contém raiz unitária e se aceitamos  $H_1$  ( $\phi>0$ ), a série não contém raiz unitária.

A estatística de Dickey-Fuller pode ser calculada da seguinte forma (eq.4.4):

$$\text{Estatística DF} = \frac{\phi}{\text{Desvio - padrão}(\phi)} \quad (4.4)$$

É importante observar que não comparamos a estatística do teste a uma distribuição t convencional, ela é comparada a tabela Dickey-Fuller.

Além disso, há três versões para o teste, a primeira é a versão apresentada acima, a segunda considera a constante no modelo e finalmente a terceira inclui além da constante o componente de tendência.

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + v_t \quad (4.5)$$

$$\Delta Y_t = a_o + \phi Y_{t-1} + v_t \quad (4.6)$$

$$\Delta Y_t = a_o + a_1 t + \phi Y_{t-1} + v_t \quad (4.7)$$

Neste trabalho, aplicamos o teste *ADF* (*Augmented Dickey-Fuller*), que procura eliminar a presença de autocorrelação nos resíduos e para isso são incluídos no modelo valores defasados da variável endógena. O modelo no teste ADF pode ser escrito da seguinte maneira (eq.4.8 e 4.9):

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (4.8)$$

onde:

$$\lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j \quad (4.9)$$

Sendo  $p$  a ordem do modelo auto-regressivo e é escolhida aquela que elimina qualquer estrutura nos resíduos. Normalmente, para a determinação de  $p$  se utiliza critérios de informação como AIC (AKAIKE *Information Criterion*) ou SBC (SCHWARZ Bayesian Criterion)

### III. 3 Cointegração

Ainda que as séries de um modelo tenham um comportamento não estacionário, pode existir um vetor que indica um relacionamento de longo-prazo entre elas. Imagine o seguinte vetor em que todos os componentes são integrados de ordem  $d$ :

$$x_t = [x_{1t} \quad x_{2t} \quad \dots \quad x_{nt}]^T \quad (5.1)$$

Podemos afirmar que os componentes do vetor acima são cointegrados de ordem  $d, b$ , desde que exista um vetor não nulo  $\beta = [\beta_1 \quad \beta_2 \quad \dots \quad \beta_n]$  tal que a combinação linear  $\beta_{xt} = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$  seja integrada de ordem  $(d-b)$ , sendo que  $b > 0$ .

O vetor  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração.

Quando nos deparamos com a presença de raiz unitária em uma série e ao tomarmos a primeira diferença, a série se torna estacionária, chamamos essa série de I(1). Porém, ao tomarmos a primeira diferença das séries ignorando a presença de uma relação de longo-prazo, podemos estar incorrendo no erro de emitir alguma variável importante no sistema, ou seja, a relação que as séries possuem ao longo do tempo é importante para explicar os movimentos dos ativos no tempo atual. Portanto, quando nos deparamos com séries não estacionárias, ao modelarmos um modelo

multivariado, precisamos antes testar se existe cointegração. Para testar a existência de cointegração em um modelo multivariado, podemos utilizar o Teste de Engle-Granger [Engle e Granger (1987)]. Nesse teste, primeiramente testamos se existe raiz unitária nas variáveis utilizando uma metodologia como abordada anteriormente. Depois de nos certificarmos que as séries são I(1), estimamos a relação de longo-prazo através de MQO (mínimos quadrados ordinários):

$$\hat{u}_t = \hat{\beta}_1 x_{1t} + \hat{\beta}_2 x_{2t} + \dots + \hat{\beta}_n x_{nt} \quad (5.2)$$

Depois disso fazemos o teste de raiz unitária nos resíduos utilizando a metodologia ADF. Se não rejeitamos  $H_0$ , isso quer dizer que os resíduos tem raiz unitária e, portanto as variáveis não cointegram. Contudo, em um modelo multivariado podemos encontrar mais de uma relação de cointegração, o Teste de Cointegração de Johansen pode ser mais apropriado para identificar o número de vetores de cointegração existentes.

O primeiro passo é escrever o modelo multivariado incluindo o vetor de correção de erros (VEC) (eq. 5.3):

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \partial d_t + e_t \quad (5.3)$$

O princípio do teste de Johansen consiste na análise do posto da matriz  $\pi$ . Há três casos possíveis:

1. Posto ( $\pi$ )=n  $x_t \sim I(0)$ ;
2. Posto ( $\pi$ )=0 não existe cointegração;
3.  $0 < \text{posto}(\pi) = r < n$ , então há r vetores de cointegração.

O primeiro teste é o do traço que trabalha sob as seguintes hipóteses:

$$H_0: r=r^*$$

$$H_1: r>r^*$$

A hipótese nula assume que há  $r^*$  vetores de cointegração enquanto que a hipótese alternativa assume a existência de  $r > r^*$  vetores de cointegração.

A estatística de teste é escrita da seguinte forma (eq.5.4):

$$\lambda_{rr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5.4)$$

O teste começa com  $r^*=0$ , onde não há cointegração e estende-se até que a hipótese nula seja rejeitada.  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$  são os autovalores da matriz  $\pi$ .

O segundo teste é um teste LR, conhecido como máximo autovalor que assume que existem  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r=r^*+1$  vetores de cointegração.

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5.5)$$

O teste do traço, ao rejeitar  $H_0$ , mostra que há mais um vetor de cointegração, ou seja, responde se há pelo menos 1 vetor, pelo menos 2 vetores assim por diante. Já o teste do máximo autovalor testa 1 contra 2 vetores, 2 contra 3 vetores e assim por diante.

## **IV. Resultados**

### **IV. 1 Testes de Raiz Unitária**

Como dito anteriormente, o primeiro passo antes da escolha do modelo mais apropriado é analisar os resultados dos testes de raiz unitária. Aparentemente todas as séries se caracterizam por apresentarem um componente de tendência e constante, todavia todas as versões dos testes de raiz unitária foram utilizadas, considerando somente a constante, o componente de tendência mais a constante e finalmente sem nenhum deles. Os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) e também o teste PP (Phillips-Perron) foram utilizados, aplicando-os primeiramente no nível e depois na primeira diferença. Para a escolha das lags na aplicação dos testes, o critério utilizado foi a comparação do log verossimelhança e também dos critérios de informação de Akaike e Schwarz.

O resultado encontrado foi que não podemos rejeitar a hipótese nula de que há presença de raiz unitária em todas as séries testadas. Quando testada na primeira diferença, a hipótese nula de presença de raiz unitária agora é rejeitada para cada uma das séries, o que indica que as séries são  $I(1)$  integradas de grau 1 (tab.1), conforme mostrado na Tabela 1.

### **IV. 2 Análise de Cointegração**

Concluído que todas as séries possuem raiz unitária, o próximo passo do trabalho foi testar a existência de relações de cointegração, ou seja, se há um ou mais vetores que relacionam as séries no longo-prazo.

Primeiramente foi montado um modelo vetor auto-regressivo com as séries no nível e a partir daí é possível fazer os testes de cointegração. A série que representa o índice de preços de commodities CRB foi incluída no modelo como variável exógena. A escolha do número de lags é feita através da comparação dos diferentes critérios de informação. Três deles indicam que o modelo deve ser rodado com três defasagens (Likelihood ratio, Final Prediction Error e Akaike) enquanto dois apontam para duas defasagens (Schwarz, Hannah-Quinn). Rodado o VAR percebeu-se que a 3ª defasagem não se mostrou significativa para nenhuma das séries. Diminuindo-se para duas defasagens observamos que os critérios de informação Akaike e Schwarz apresentam valores menores, o que indica um modelo melhor especificado. O termo

constante foi mantido no modelo, pois se mostrou significativo para a série do índice Ibovespa e também, pelo fato de que quando retirada, nos deparamos com critérios de informação piores. A autocorrelação dos resíduos foi testada pelo teste LM e foi constatado que não se pode rejeitar a hipótese nula de que não há correlação serial nos lags. Foi verificado também que o inverso das raízes estão dentro do círculo unitário, característica imprescindível para que a regressão não seja espúria. Com o modelo bem especificado é possível passar para o teste de cointegração de Johansen.

É possível testar as relações de cointegração através do teste de Engle-Granger, contudo preferiu-se o teste de Johansen, pois, para três ou mais séries, pode haver mais de uma relação de cointegração e na metodologia de Engle-Granger não há um processo direto para determinar a possibilidade de mais de uma relação de cointegração.

O primeiro passo é identificar se há evidências da existência de relações de cointegração e tentar enquadrar o melhor modelo para essa relação. Conforme descrito na tabela 2, o resultado do teste indica a possibilidade de uma relação de cointegração para um modelo linear com um componente de tendência dentro do modelo, confirmada pelas estatísticas do traço e do máximo autovalor, sendo esta última a estatística mais robusta. Como há evidências de que as séries possuem uma relação estável no longo-prazo, esse trabalho analisará apenas o modelo considerando o vetor de correção de erros, ou seja, admitindo que a relação de longo-prazo é importante para explicar as flutuações das séries no curto-prazo.

### **IV. 3 Especificação VEC**

Quando estimamos um VECM, é importante definir a variável endógena que queremos analisar, no nosso caso o índice Ibovespa será definido como variável de análise e a partir daí podemos estudar a influência de cada uma das outras séries do modelo. O coeficiente desta variável na relação de cointegração no modelo é sempre parametrizado para o valor 1, pois caso contrário teríamos outros tantos vetores de cointegração que representariam a mesma relação de cointegração. O sentido econômico de se fixar o índice Ibovespa como variável de análise vem do interesse em saber se a condição de paridade descoberta de juro descrita acima é respeitada, portanto se esperaria coeficientes iguais a 1 também para o SP500 e para a taxa de câmbio. A inclusão do índice de commodities CRB como variável exógena se justifica pela tentativa de



diminuir o problema de omissão de variáveis e representa a demanda externa de países que demandam grandes volumes de commodities. Quando escrevemos um modelo como um vetor de correção de erros podemos observar duas dinâmicas, a de longo e de curto-prazo, conforme representado abaixo em um modelo genérico com duas séries e uma defasagem (6.1):

$$\begin{pmatrix} \Delta p_{1,t} \\ \Delta p_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta p_{1,t-1} \\ \Delta p_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} [(p_2 - \beta_{10} - \beta_{11} p_1)_{t-1}] + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{pmatrix} \quad (6.1)$$

Onde a matriz com os  $\phi$ 's representa as dinâmicas de curto-prazo e os  $\alpha$ 's são os coeficientes de ajustes da relação de longo-prazo, ou seja, fazem a correção sempre que há um desvio do equilíbrio de longo-prazo.

Analisando a saída do modelo, conforme descrito na tabela 3 percebe-se que a relação de cointegração é importante para todas as séries, dado que os coeficientes se mostram significativos, isso quer dizer que esse equilíbrio de longo-prazo é importante para explicar as flutuações das séries hoje. Outra percepção é que o índice Ibovespa e a taxa de câmbio real se ajustam sempre que a relação de longo-prazo é desviada, pois seus coeficientes também se mostram significativos (-0,1462 e -0,055 respectivamente). É mais razoável admitir que, ocorrendo desequilíbrio na relação de longo-prazo, o ajuste seja feito em mercados acionários de países emergentes, como o caso do Brasil. Outra observação importante remete aos coeficientes encontrados. Para o SP500, um valor próximo de 1 reforça a condição da paridade descoberta de juros, contudo para a taxa de câmbio foi encontrado um coeficiente com sinal trocado, o que pode ser explicado pela existência de algum prêmio de risco cambial que não permite que a UIP seja verificada efetivamente. Observando a dinâmica de curto-prazo, percebemos que apenas a taxa de câmbio real responde a oscilações de períodos anteriores, há a memória de dois períodos de defasagem. Para todos os outros coeficientes, não podemos rejeitar a hipótese nula de que são iguais a zero, não exercendo nenhuma influência.

O próximo passo será analisar a função resposta a impulso, que trará indícios de como cada ativo reage a um choque de outro ativo. Observando as respostas do índice Ibovespa, conforme mostrado na fig.3 percebe-se que um choque no SP500 resulta em um impacto positivo que aumenta gradativamente a partir do segundo período. Um choque na taxa de câmbio real provoca um efeito negativo no índice Ibovespa que aumenta gradativamente a partir do terceiro período.

Esse movimento pode ser explicado, por exemplo, por um aumento da percepção de risco dos investidores e a valorização do dólar precede uma venda de ativos de renda variável no Brasil. Para o SP500 o efeito é o mesmo e é natural, pois em um cenário de aumento da percepção de risco, é comum a procura por moedas mais estáveis e fuga de ativos de renda variável. Na taxa de câmbio real, um choque no índice Ibovespa impacta negativamente, o que é coerente com a sensação de que uma alta no Ibovespa acompanha um crescimento da economia brasileira com consequente aumento das exportações e também aumento do fluxo de dólares para o país, o que acarreta em valorização do real.

Ao analisar a decomposição da variância, estimamos qual o percentual da variância do erro de previsão para alguns períodos a frente é decorrente de cada variável do modelo. Em nosso modelo, percebe-se que ao se prever o índice Ibovespa, a maior parcela da variância do erro é decorrente da previsão do próprio índice Ibovespa, conforme descrito na tabela 4. Para 2 períodos a frente esse percentual está em 99,46%. Dos outros dois ativos, ainda 2 períodos a frente, atribuímos 0,10% do erro de previsão do Ibovespa ao SP500, o que é bastante razoável, pois acreditamos na forte relação entre as duas séries e portanto quando erramos a previsão do Ibovespa, parte desse erro se deve a uma má estimativa da bolsa norte-americana. Aumentando o número de períodos a frente da previsão, a relação continua a mesma, por exemplo, no décimo período 94,76% da variância do erro é decorrente do próprio Ibovespa e 1,20% é decorrente do SP500. A taxa de câmbio real tem valores equivalentes a 0,429% e 4,03% para dois e dez períodos a frente. Na decomposição da variância do SP500, percebe-se que o Ibovespa tem uma parcela grande, por exemplo, um período a frente 59,01% da variância do erro de previsão do SP500 é decorrente da previsão do próprio SP500 e 40,98% é decorrente da previsão do índice Ibovespa. Não é uma atribuição muito razoável, pois não se espera que ao se tentar prever o comportamento da bolsa norte-americana, a estimativa da bolsa brasileira tenha tamanha influência. A taxa de câmbio real tem uma participação bem pequena na decomposição de variância do SP500, dez períodos a frente a taxa de câmbio real participa com 5,98. Para a taxa de câmbio real, mais uma vez o índice Ibovespa aparece com bastante relevância – dois períodos a frente 46,60% da variância do erro vem do Ibovespa, 51,27% da própria taxa de câmbio real, e 2,12% do SP500. Nesse caso, como já foi dito anteriormente, o índice Ibovespa influencia e é influenciado diretamente pela taxa de câmbio real, portanto é razoável esperar um peso grande para o Ibovespa quando tentamos estimar a taxa de câmbio.

## V - Conclusões

O objetivo principal deste trabalho foi analisar as dinâmicas de curto e longo-prazo da taxa de câmbio real e do índice Ibovespa. Além dessas duas variáveis, um índice que reflete o comportamento da bolsa norte-americana e um índice de preços de commodities foi incluído no modelo, este último como variável exógena, com a justificativa de serem importantes condutores das flutuações de um ativo para outro.

Quando analisado o comportamento de longo-prazo, através do teste de cointegração de Johansen, percebeu-se que existe uma relação entre os ativos e esta relação é importante para explicar as flutuações hoje. Contudo não se pode confirmar que essa relação respeita a condição de paridade descoberta de juros (UIP), pois para a taxa de câmbio foi encontrado um coeficiente com um sinal trocado ao esperado. A confirmação da existência de uma relação de longo-prazo entre as séries motivou a análise de um modelo com vetor de correção de erros.

Neste modelo percebemos que a relação de longo-prazo é importante para o SP500 e para a Taxa de Câmbio, mas no momento em que há instabilidade nessa relação, os ajustes são feitos no Ibovespa e na Taxa de Câmbio. Quando testada a relação de longo-prazo considerando apenas as séries do Ibovespa e da Taxa de Câmbio, concluiu-se que não há indícios de cointegração entre as séries.

Nos relacionamentos de curto-prazo, apenas a taxa de câmbio real é explicada por flutuações em períodos anteriores

Para se analisar a relação de causalidade, foi utilizado o teste de causalidade de Granger e percebeu-se que tanto individualmente quanto em conjunto, nenhuma das séries causa outra no sentido do Granger.

## VI. Anexos

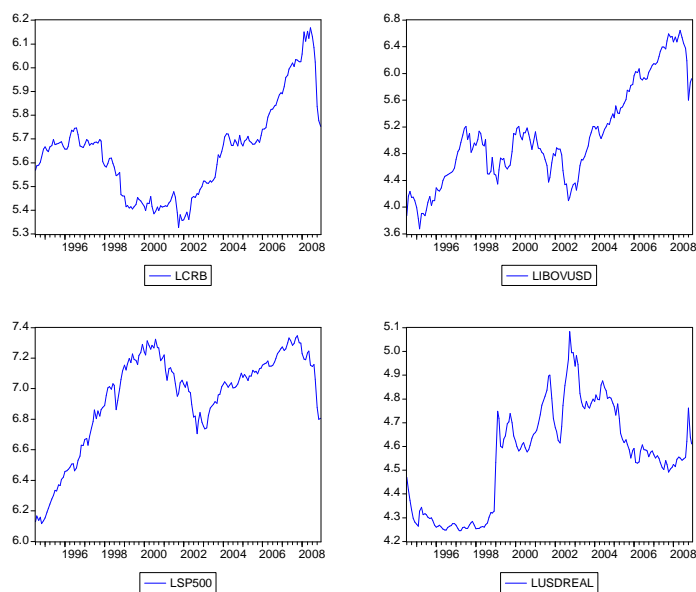


Figura 1: Séries utilizadas nos modelos

Tabela 1: valores críticos dos testes de raiz unitária para cada série

Séries/Testes	Intercepto		Tendência + Intercepto		Nenhum	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
<b>CRB</b>	-1,9533	-1,4255	-1,7510	-1,6368	-0,1081	0,0570
<b>Ibovespa</b>	-1,2375	-1,0690	-2,4128	-2,1361	-0,2138	0,0350
<b>SP&amp;500</b>	-2,1054	-2,0940	-0,9347	-0,8411	0,0730	0,0890
<b>USD Real</b>	-1,7821	-1,7945	-1,9339	-1,9335	-0,0990	-0,1298

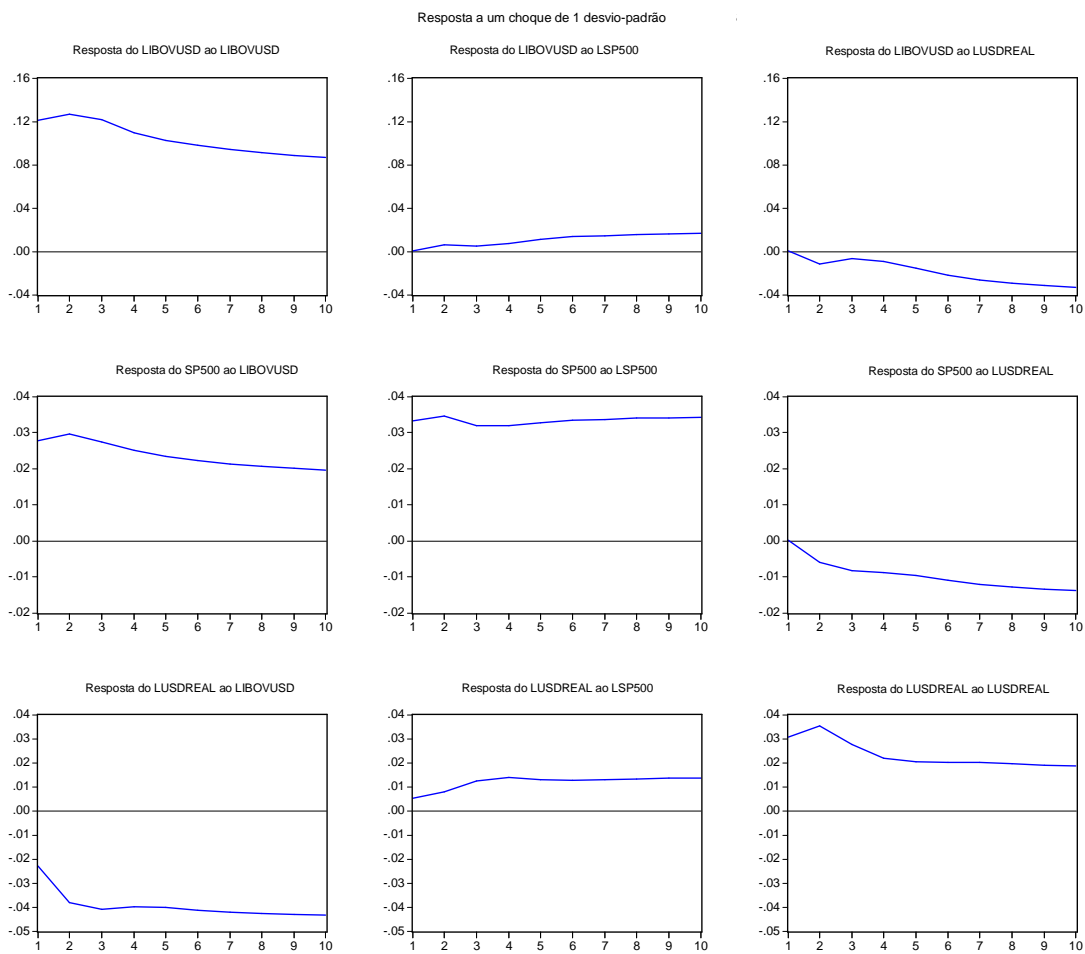


Fig. 2: Gráficos das funções resposta a impulso – modelo VEC

Tabela 2: Resultados do Teste de cointegração de Johansen

Tendência:	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadratica
No. de RCs	Sem Intercepto Sem Tend	Intercepto Sem Tend	Intercepto Sem Tend	Intercepto Tend	Intercepto Tend
(5% Nível Confiança) Número de Relações de Cointegração por Modelo (Colunas)					
Traço	1	2	3	1	0
Máx-Autovalor	0	0	0	1	1

Tabela 3: Vetor de cointegração – coeficientes de longo-prazo, curto-prazo e matriz de ajustes

Eq Cointegração:	EqCoint1		
LIBOVUSD(-1)	1.000000		
LSP500(-1)	-1.108201 (0.16326) [-6.78807]		
LUSDREAL(-1)	1.311902 (0.27893) [ 4.70340]		
@TREND(94:01)	-0.009497 (0.00196) [-4.84802]		
C	-2.458085		
Correção de Erros:	D(LIBOVUSD)	D(LSP500)	D(LUSDREAL)
EqCoint1	-0.146216 (0.07027) [-2.08081]	-0.026982 (0.02596) [-1.03934]	-0.055601 (0.02250) [-2.47075]
D(LIBOVUSD(-1))	0.056187 (0.12167) [ 0.46181]	-0.021427 (0.04495) [-0.47669]	-0.054142 (0.03896) [-1.38956]
D(LIBOVUSD(-2))	0.105786 (0.12123) [ 0.87263]	-0.009689 (0.04479) [-0.21635]	-0.046778 (0.03882) [-1.20493]
D(LSP500(-1))	0.112772 (0.28254) [ 0.39914]	0.130998 (0.10438) [ 1.25499]	-0.003109 (0.09048) [-0.03436]
D(LSP500(-2))	-0.163295 (0.29310) [-0.55713]	-0.009960 (0.10828) [-0.09198]	0.138928 (0.09387) [ 1.48007]
D(LUSDREAL(-1))	-0.177668 (0.28573) [-0.62181]	-0.139436 (0.10556) [-1.32092]	0.220270 (0.09150) [ 2.40720]
D(LUSDREAL(-2))	0.428869 (0.26981) [ 1.58955]	0.024705 (0.09968) [ 0.24785]	-0.223806 (0.08641) [-2.59019]
C	-0.708004 (0.42091) [-1.68209]	-0.072596 (0.15550) [-0.46685]	-0.218592 (0.13480) [-1.62165]
LCRB	0.126794 (0.07450) [ 1.70195]	0.013549 (0.02752) [ 0.49228]	0.039044 (0.02386) [ 1.63650]

Tabela 4: Decomposição da variância – modelo VEC

Decomposição da variância LIBOVUSD:				
Per	D.P.	LIBOVUSD	LSP500	LUSDREAL
1	0.121267	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.175626	99.46250	0.108387	0.429108
3	0.213583	99.49159	0.120556	0.387858
4	0.240220	99.35334	0.184592	0.462068
5	0.261891	98.92005	0.332515	0.747434
6	0.280798	98.22131	0.516520	1.262170
7	0.297774	97.39230	0.698460	1.909239
8	0.313232	96.51998	0.872757	2.607265
9	0.327518	95.63824	1.041870	3.319894
10	0.340909	94.76279	1.205649	4.031557

Decomposição da variância of LSP500:				
Per	D.P.	LIBOVUSD	LSP500	LUSDREAL
1	0.043328	40.98610	59.01390	0.000000
2	0.063131	41.40338	57.69197	0.904645
3	0.076257	41.24277	56.94573	1.811500
4	0.086849	40.14238	57.42713	2.430490
5	0.096200	38.61190	58.39284	2.995252
6	0.104765	37.01881	59.36499	3.616201
7	0.112731	35.53292	60.20517	4.261906
8	0.120192	34.19364	60.92325	4.883103
9	0.127225	32.99396	61.54800	5.458047
10	0.133902	31.91975	62.09586	5.984384

Decomposição da variância of LUSDREAL:				
Per	D.P.	LIBOVUSD	LSP500	LUSDREAL
1	0.038800	35.22987	1.913996	62.85614
2	0.065264	46.60490	2.123118	51.27198
3	0.082715	53.45056	3.598655	42.95079
4	0.095440	57.66468	4.778240	37.55708
5	0.106353	60.73029	5.369458	33.90025
6	0.116551	63.06992	5.680814	31.24927
7	0.126222	64.91199	5.912575	29.17544
8	0.135345	66.41236	6.116781	27.47086
9	0.143952	67.66373	6.293286	26.04298
10	0.152118	68.72144	6.440711	24.83785

Tabela 5: Estatísticas do teste de causalidade de Granger

Variável dependente: D(LIBOV)			
Individual	Qui quad	gl	Prob.
D(LSP500)	0.517961	2	0.7718
D(LUSDREAL)	2.619260	2	0.2699
Todos	2.999329	4	0.5579
Variável dependente: D(LSP500)			
Individual	Qui quad	gl	Prob.
D(LIBOVUSD)	0.226088	2	0.8931
D(LUSDREAL)	1.418672	2	0.4920
Todos	3.032905	4	0.5523
Variável dependente: D(LUSDREAL)			
Individual	Qui quad	gl	Prob.
D(LIBOVUSD)	2.414963	2	0.2989
D(LSP500)	1.793525	2	0.4079
Todos	4.359834	4	0.3595



## VII. Referências bibliográficas

- AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates: test of granger causality. *Global Finance Journal*, v.9, n.2, p. 241-251, 1998.
- BHATTACHARYA, B.; MUKHERJEE, J. Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange rate reserves and value trade balance: a case study for India, [www.igidr.ac.in](http://www.igidr.ac.in).
- BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 299 p.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, v.74, n.366, p.427-431,1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. A likelihood ratio statistical for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, n.4, p.1057-1072,1981.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v.55, n.2, p. 251-76,1987
- GRÔPPO, G. S. Co-integração e causalidade entre variáveis de política monetária e Ibovespa. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo , v. 4, n. 2 , p. 229-246, abr./jun. 2005.
- GUJARATI, D.; YOSHIDA, E. (Trad) *Econometria básica*. 3. ed São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G.G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 1999. 406 p.
- NUNES, M. S.; COSTA JUNIOR, N. C. A.; SEABRA, F. Cointegração e causalidade entre variáveis macroeconomicas, “risco brasil” e os retornos no mercado de ações brasileiro. Apresentado ao 5º Encontro de Economia Região Sul, Florianópolis, 2002.
- PHYLAKTIS, K.; RAVAZZOLO, F. Stock Prices and exchange rate dynamics. *Journal of international money and finance*, v. 24, n.7, p.1031-1053, 2005.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)