

ANÁLISE DA CAUSALIDADE ENTRE O IBOVESPA E A TAXA DE CÂMBIO EM UM CONTEXTO DE CRISE

Aydano Ribeiro Leite¹
Rodolfo Ferreira Ribeiro da Costa²
Paulo Aguiar do Monte³

RESUMO:

Este artigo tem como principal objetivo, analisar a relação de causa e efeito entre o Ibovespa e a taxa de câmbio. Tal análise, diz respeito ao comportamento de ambas variáveis em um cenário de crise financeira internacional, visto que nos últimos anos houve uma redução significativa da vulnerabilidade da economia brasileira aos choques externos. Para tanto, utilizou-se uma série de tempo no período de julho de 2008 até o mês de janeiro de 2009, que reflete o comportamento adverso da economia mundial. Assim, para verificação empírica da relação de causa e efeito, foi utilizado o teste de causalidade de Granger que mostrou uma causalidade unidirecional no sentido Ibovespa taxa de câmbio. Por outro lado, o modelo econométrico proposto foi baseado no VAR (Vetores Auto regressivos), com a finalidade de avaliar e captar os choques entre as variáveis em estudo. Neste sentido, realizou-se também, a análise de decomposição do erro de previsão e a função impulso-resposta, evidenciando o efeito de inovações do Ibovespa sobre o comportamento da taxa de câmbio.

Palavras chaves: IBOVESPA, taxa de câmbio e crise financeira.

ABSTRACT:

This article has as main objective, to analyze the relationship of cause and effect between the IBOVESPA and the exchange rate. This analysis concerns the behavior of both variables in a scenario of international financial crisis, since in recent years, there was a significant reduction in the vulnerability of the Brazilian economy to external shocks. Thus, using a series of time from July 2008 until the month of January 2009, which reflects the adverse behavior of the world economy. Thus, for empirical verification of the relation of cause and effect, we used the test of Granger causality that showed a unidirectional causality towards IBOVESPA exchange rate. Moreover, the econometric model was proposed based on the VAR (Vector Auto-regressive), to evaluate and capture the shock between the study variables. Accordingly, there was also the analysis of the decomposition of forecast error and impulse-response function, showing the effect of innovations in the IBOVESPA on the performance of the exchange rate.

Keywords: IBOVESPA, exchange rate and financial crisis.

¹ Professor Assistente do departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri e Mestre em economia pela a UFPB.

² Professor Assistente do departamento de Economia da Universidade Estadual do Rio Grande do Norte

³ Professor do curso de Mestrado e Doutorado do PPGE/UFPB e Pós Doutor em Economia pela a London School

1. Introdução

Nas últimas décadas, dada à estabilidade da economia brasileira e a garantia de seus fundamentos, observa-se uma alavancagem do volume de negociação no mercado financeiro e especificamente na bolsa de valores de São Paulo. Assim, com uma maior integração deste em nível internacional e sua influência na formulação das políticas macroeconômicas, observa-se uma maior interdependência entre o mercado de ações e sua influência sobre as diversas variáveis macroeconômicas.

Neste sentido, nos últimos anos, têm-se observado uma relação inversa entre o índice Bovespa e a taxa de câmbio real, em um cenário de estabilidade da economia brasileira, diante da garantia de seus fundamentos de controle inflacionário e de manutenção do superávit primário. Tais processos garantiram uma redução do risco país que estimulou a entrada de investimento estrangeiro direto, colocando o Brasil entre aqueles que proporcionariam maior segurança com relação aos mesmos. Por outro lado, tem-se ao mesmo tempo, um maior afluxo de capital de curto prazo com reflexos na determinação da taxa de câmbio real, cujo valor flutuante é determinado pela oferta e demanda de moeda estrangeira no mercado, mostrando certa sensibilidade e dependência às flutuações do mercado internacional.

Quanto ao índice bovespa, observa-se seu alavancamento principalmente a partir da adoção do câmbio flutuante no ano de 1999, frente aos choques internacionais, decorridos nos mercados emergentes. Entretanto, a instabilidade e vulnerabilidade da economia neste período fizeram como que o Ibovespa apresentasse intensa variação. O ano de 2002 foi importante neste sentido, por se tratar de um período eleitoral com predominância das incertezas quanto ao destino político do país, instaurando expectativas adversas nos agentes econômicos, principalmente a partir do mês de abril. Assim é somente a partir do ano de 2003 com a recuperação da economia mundial e conseqüentemente das contas externas, que tivemos o retorno de uma tendência altista do indicador da bolsa de valores. Entretanto esta tendência se reverte com o início da crise financeira internacional, surgida no mercado *subprime* norte-americano com reflexos adversos imediatos, principalmente nos países desenvolvidos.

Diante deste quadro e da observação direta do comportamento oposto entre as variações da taxa de câmbio e o índice bovespa nos últimos anos, este trabalho tem como principal objetivo, analisar a existência do efeito de causalidade entre o Ibovespa e o comportamento da taxa de câmbio avaliando a intensidade do mesmo. Assim para averiguação de tal processo, empregou-se a metodologia econométrica baseada nos Vetores

Autoressivos (VAR), de série temporal que geralmente é utilizado para prever valores de duas ou mais variáveis econômicas. Por outro lado, utilizou-se o teste de causalidade de Granger, com a finalidade de demonstrar se uma série temporal provoca a outra e se a relação inversa se verifica ou não de forma significativa.

2. Revisão da Literatura

Diante do objetivo proposto neste trabalho, observa-se dentro da literatura financeira, inúmeros estudos enfocando a relação entre o valor das ações (refletido no índice da bolsa de valores) e as variáveis macroeconômicas. Assim entre tais variáveis, podemos incluir o nível de atividade econômica, expresso através do produto interno bruto, o nível geral de preços, a taxa de juros e a taxa de câmbio. Segundo Chen *et al* (1986) as diversas variáveis macroeconômicas exercem efeitos direto sobre o mercado acionário e conseqüentemente no comportamento financeiro das empresas que operam no mesmo. Neste sentido, temos reflexos sobre o fluxo de caixa, os pagamentos futuros de dividendos e a taxa de desconto que se tornarão fatores de risco sobre o mercado de ações.

Assim, como o mercado de capitais e especificamente o mercado de ações, têm seu arcabouço centrado nos países desenvolvidos, era natural que os trabalhos empíricos precursores neste segmento, fossem direcionados a dinâmica econômica dos mesmos. Isto decorre do fato, do próprio desenvolvimento das bolsas de valores, ter-se iniciado nos países avançados, em função de uma maior importância destes mercados e o próprio crescimento econômico observado nestes países. Entretanto observa-se atualmente, várias pesquisas direcionadas ao estudo de tais relações nos países em desenvolvimento, sobretudo no Brasil, cujo mercado financeiro tem-se aviltado após a estabilidade monetária conseguida com o sucesso do plano real.

O estudo desenvolvido por Geske & Roll (1983), relacionado ao mercado americano e um dos pioneiros neste sentido, identifica uma relação negativa entre o retorno dos ativos e a taxa de inflação. Tal estudo mostrou-se compatível com a hipótese de Fama (1981) que afirma que a relação negativa entre o retorno dos ativos e a inflação é uma *proxy*, da relação positiva entre os retornos dos ativos e as variáveis reais. Com isto, a relação negativa que se observa entre inflação e o retorno dos ativos, é dada pelo fato da relação negativa existente, entre a taxa de inflação e nível de atividade econômica real.

Ainda neste aspecto, pode-se destacar o trabalho elaborado por Lanchar (1990) que buscou analisar os indicadores de bolsas de valores e sua relação com o nível de atividade

econômica. O principal objetivo era tentar caracterizar a interação entre as variáveis, verificando posteriormente, a hipótese conjunta relacionada aos choques de política monetária ou fiscal. Em sua pesquisa o autor conclui que o mercado acionário não é causa de um possível aumento no nível de produção. Entretanto, são os choques de política econômica que irá determinar o comportamento do mercado de ações e da atividade real da economia. O autor parte do pressuposto de que os agentes captam antecipadamente as modificações anunciadas na política econômico conduzido às variações nas taxas de desconto e lucro, que conseqüentemente influenciam na determinação nos preços dos ativos.

Relacionando a análise teórica ao objetivo central deste estudo, ou seja, de verificar as relações de causa e efeito entre o índice bovespa e a taxa de câmbio real. Dornbusch & Fisher (1980) concluíram que uma alteração positiva nos preços externos em comparação aos preços domésticos, proporcionaria reflexos positivos sobre a competitividade externa das empresas nacionais e conseqüentemente no valor de suas ações. Da mesma forma, considerando que parte da riqueza dos indivíduos seja aplicada no mercado interno, uma alteração positiva da riqueza aumentará a demanda por ações com conseqüentes elevações dos preços dos ativos.

Neste aspecto, através do teste de Granger para nove países⁴, Granger *et al* (1988) testa o sentido de causalidade entre a taxa de câmbio e a rentabilidade das ações nestes países, após a crise econômica no continente asiático. Por outro lado, por meio da metodologia utilizada por Dara & Mukherjee (1986), incluindo o teste de causalidade de Granger (1969) conjuntamente com o F.P.E. (Akaike's Final Prediction Error), Ajayi *et al* (1988) identificou uma causalidade unidirecional, no sentido de Granger, indicando que nos países desenvolvidos, o retorno das ações causam a taxa de câmbio. Contrariamente, o mesmo estudo aplicado às economias emergentes⁵, não detectou quaisquer relações entre tais variáveis. Para Ajayi *et al* (1988), isto decorre em função das diferenças estruturais em termos econômicos e institucionais entre os países desenvolvidos e aqueles denominados de emergentes. Estes últimos além de serem mais concentrados, certamente são menos acessíveis aos investidores, estando os mesmos mais propensos aos ataques especulativos.

Nunes *et al.* (2002), analisaram para o caso brasileiro, as relações entre o índice bovespa e as variáveis macroeconômicas, produto interno bruto real e a taxa de câmbio real. Tais autores utilizaram em suas análises uma metodologia econométrica que incluía testes de co-integração, causalidade de Granger, além de modelos de correção de erro. Diante desta

⁴ Os países são: Japão, Coreia, Hong Kong, Indonésia, Tailândia, Malásia, Singapura, Filipinas e Taiwan.

⁵ Os países emergentes que foram pesquisados no estudo foram: Tailândia, Coreia, Malásia, Hong Kong, Filipinas, Singapura e Indonésia.

análise empírica, os autores concluíram que o mercado acionário nacional mostrou-se co-integrado com o conjunto de variáveis macroeconômicas em estudo. Ainda neste sentido, identificou-se uma relação de causa unidirecional do Ibovespa com relação à taxa de câmbio real. Por outro lado, não se observa tal direção quando se estuda a relação entre o Ibovespa e o PIB real, o que demonstra que o mercado de ações no Brasil independe das variações nas atividades reais.

Analisado o comportamento do câmbio e sua relação de impacto sobre o índice bovespa, Grôppo (2003, p. 35) parte da seguinte hipótese para elaboração de seu trabalho:

Analisando as variações da taxa de câmbio, do ponto de vista macro, uma apreciação da moeda local sob um regime de taxa de câmbio flexível levaria a uma redução da competitividade de seus produtos no mercado internacional, impactando assim, negativamente nos fluxos de caixa das empresas. Quando o Real deprecia frente ao dólar, os produtos dessas empresas tornam-se mais baratos que os produtos norte americano e, conseqüentemente, aumentam a participação dos mesmos nesse mercado. Se porventura, as demandas desses bens forem elásticas, teremos como resultado um aumento no volume de exportações, implicando, assim, em um aumento nos fluxos de receitas das empresas exportadoras. Entretanto, uma depreciação levaria a um gasto maior com importação de insumos e equipamentos por parte das empresas. Conseqüentemente há uma redução dos fluxos de caixa das empresas impactando negativamente nos preços de suas ações.

Entretanto, segundo Nunes *et al.* (2002), uma depreciação da taxa de câmbio promoveria uma retração dos preços das ações comparativamente às moedas estrangeiras. Tal fenômeno seria propício ao afluxo de capital externo, sobretudo de curto prazo, que conseqüentemente elevaria o retorno do Ibovespa. Neste sentido, como a hipótese da relação entre os retornos acionários e a taxa de câmbio não se apresentou de forma clara, deve-se necessariamente testar tal relação empiricamente.

3. Análise de Causalidade

Estudar a influência do comportamento do mercado de uma economia sobre o as demais variáveis ou o impacto da mesma sobre o mercado, é poder ter fortes justificativas seja para ações de investimento privado ou implantações de políticas públicas. Saber a relação de causa e efeito entre as variáveis que pertencem ao nosso campo de atuação é fundamental. Este estudo procura verificar que tipo de causalidade existe entre a taxa de câmbio e o Ibovespa, de modo a garantir uma forma de sinalização para o movimento destas variáveis. Para verificar tal relação de causalidade, implementar-se-á os procedimentos desenvolvidos por Granger (1969) e Sims (1980). Ambos os autores procuram encontrar uma forma de

descrever qual a relação existente entre duas ou mais variáveis, de modo a apresentar qual entres elas seria a responsável por afetar o comportamento da outra. A formalização do teste de causalidade de Granger e do processo de Vetores Auto Regressivo (VAR) é apresentado nas seções a seguir.

3.1. Teste de Causalidade de Granger

Para verificar o sentido de causalidade entre duas ou mais variáveis, Granger (1969) propôs um teste estatístico baseado na soma dos quadrados dos resíduos de duas regressões envolvendo as variáveis que se deseja verificar uma relação de causa e efeito. O procedimento que determinaria o tipo de relação existente entre duas variáveis poderia ser identificado pelos resíduos gerados em duas regressões, cuja primeira teria certa variável dependente como função da sua defasagem e da defasagem de outra variável explicativa, e a segunda teria uma inversão de papéis, ou seja, a variável dependente se tornaria uma variável explicativa e esta última tomaria o papel de variável a ser explicada.

Formalmente, as regressões propostas se apresentariam da seguinte forma:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$z_t = \sum_{i=1}^n \delta_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

onde, para este estudo, y_t é a taxa de câmbio; z_t é o Ibovespa; y_{t-1} e z_{t-1} são seus valores defasados; ε_{1t} e ε_{2t} são os resíduos gerados em cada processo.

Assim, Granger (1969) verificou que caso os valores α_i fossem estatisticamente diferentes de zero e os valores de β_i não o fossem, teria – se uma relação de causalidade unidirecional no sentido Ibovespa para taxa de câmbio, caso contrário, não haveria relação de causa e efeito entre as variáveis no sentido Ibovespa para taxa de câmbio. Caso os valores δ_i fossem estatisticamente diferentes de zero e os valores de θ_i não o fossem, teria – se uma relação de causalidade unidirecional no sentido taxa de câmbio para Ibovespa, caso contrário, não haveria relação de causa e efeito entre as variáveis no sentido taxa de câmbio para Ibovespa.

Usualmente, utiliza-se a seguinte estatística de testes F , baseado nos resíduos das equações (1) e (2), para testar a hipótese nula de não ocorrência de relação de causa e efeito entre as variáveis:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/m}{SQR_{IR}/(n-k)} \quad (3)$$

Caso a estatística F calculada seja superior ao valor crítico F^* com m e $(n - k)$ graus de liberdade, pode-se afirmar que a relação de causalidade no sentido determinado nas equações (1) e (2). Este teste deve ser realizado para ambos os sentidos, ou seja, realizar-se-á no sentido taxa de câmbio para Ibovespa e no sentido Ibovespa para taxa de câmbio.

3.2 Vetores Auto – Regressivos (VAR)

Dada a fragilidade no tratamento dado aos estudos entre variáveis na forma de equações simultâneas, causada pela inserção de variáveis no modelo para solucionar o problema de identificação do mesmo, Sims (1980) propôs uma abordagem alternativa, que além de conseguir tratar várias séries no modelo, mensuraria o impacto das inovações sobre as variáveis contidas no sistema. Esta abordagem ficou conhecida como processo de Vetores Auto Regressivos (VAR).

Segundo Maia (2001) este método de análise multivariado pode ser descrito na sua forma primitiva simples da seguinte maneira:

$$y_t = b_{10} + b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (5)$$

onde, y_t e z_t podem representar o comportamento da taxa de câmbio e do Ibovespa, respectivamente, no tempo t ; y_{t-1} e z_{t-1} são os valores defasados em um período da taxa de câmbio e do Ibovespa; ε_{yt} e ε_{zt} são ruídos branco. Este sistema apresenta que a taxa de câmbio pode ser expressa como função da sua auto-regressividade e do Ibovespa no tempo contemporâneo e na sua defasagem. Da mesma forma, o sistema apresenta que o índice pode ser expresso como função da sua auto-regressividade e da taxa de câmbio no tempo contemporâneo e na sua defasagem.

As equações (4) e (5) formam o sistema que relaciona a taxa de câmbio e o Ibovespa. As mesmas podem ser representadas num formato matricial chamado VAR estrutural. Formalmente,

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde,

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; e \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

Pré – multiplicando to o sistema pela inversa de B, tem - se:

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (8)$$

tal que a inversa de B seja,

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} & \frac{b_{12}}{1-b_{12}b_{21}} \\ \frac{b_{21}}{1-b_{12}b_{21}} & \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \end{bmatrix}$$

Sims (1980) destaca que os termos de erro são funções de inovações, que podem ser dados por:

$$B^{-1}\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} & \frac{b_{12}}{1-b_{12}b_{21}} \\ \frac{b_{21}}{1-b_{12}b_{21}} & \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Assim, os termos de erro seriam compostos pelas inovações ε_{yt} e ε_{zt} , que se apresenta num VAR (1) como segue:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (10)$$

onde, $\nu = B^{-1}\Gamma_0$; $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$; e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$; x_t é um vetor (nx1) que contém as variáveis presentes no modelo; ν é um vetor (nx1) de interceptos; A_i é uma matriz (nxn) de coeficientes; e e_t é um vetor (nx1) de erros, que são ruído branco.

A generalização do modelo auto regressivo de ordem um, VAR (1), para um modelo auto regressivo de ordem superior, VAR(p), pode ser apresentado da seguinte forma:

$$x_t = \nu + A_1x_{t-1} + \dots + A_px_{t-p} + e_t \quad , \text{ onde } p = 1, 2, 3\dots \quad (11)$$

onde, x_t é um vetor (kx1) que contém as variáveis presentes no modelo; ν é um vetor (kx1) de interceptos; A_i é uma matriz (kxk) de coeficientes; e e_t é um vetor (kx1) de erros, formados pelas inovações da taxa de câmbio e do Ibovespa, ε_{yt} e ε_{zt} , respectivamente. O erro e_{it} possui média zero, variância constante e não são correlacionados serialmente. Enquanto que a co – variância entre as inovações ε_{yt} e ε_{zt} é diferente de zero, ou seja, $COV(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) \neq 0$. É a partir da verificação da existência de uma correlação entre as inovações de cada série, que Sims (1980) destaca a possibilidade da mensuração do impacto de uma variável sobre outra.

A questão sobre o impacto de um choque sobre uma ou mais variáveis pode ser visto pela transformação de um processo de vetores auto regressivos, VAR, em um processo de vetores de médias móveis, VAM. Respeitada a condição de estabilidade e de invertibilidade, este processo de transformação gerará a função impulso-resposta, proporcionando assim, uma forma de analisar um impacto de choque sobre uma série em questão. Além disso, poderá ser feita a análise de decomposição do erro de previsão, que destacará o impacto da taxa de câmbio sobre o Ibovespa e vice-versa, garantindo assim, um resultado que destacará a direção de causalidade entre as séries.

Formalmente, pode-se representar um processo VAR, descrito na equação (10), na forma de um processo VMA da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Representando as médias de y_t e z_t por \bar{y} e \bar{z} , respectivamente, considerando a expressão em termos de choque e aplicando a condição de estacionaridade, obtém-se a seguinte representação matricial:

$$\begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{vmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix}^i + \begin{vmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{vmatrix} \quad (13)$$

Pela equação (13), verifica-se a relação existente entre as variáveis postas no modelo com os termos de erro associados a elas, cujo vetor é dado como segue:

$$\begin{vmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{vmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \quad (14)$$

Combinando as equações (13) e (14), obtém-se:

$$\begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{vmatrix} + \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix}^i \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \quad (15)$$

Substituindo $\phi_i = \frac{A_1^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{vmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{vmatrix}$ em (15),

$$\begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{vmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{vmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt-1} \\ \varepsilon_{zt-1} \end{vmatrix} \quad (16)$$

ou

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (17)$$

Desta forma, têm-se a representação de um VAR em um VMA. Os coeficientes ϕ_i na equação (16) representarão à função impulso-resposta. Eles darão o impacto causado por choques ocorridos nas inovações ε_{yt} e ε_{zt} sobre a taxa de câmbio, y_t , e sobre o Ibovespa, z_t .

3.3 Descrição e Tratamento dos Dados

Neste trabalho utilizar-se-á às séries da taxa de câmbio e do retorno do mercado brasileiro, representado pelo Ibovespa. Ambas às séries possuem uma periodicidade diária com início em 1 de julho de 2008 e termino em 18 de fevereiro de 2009, totalizando uma amostra de 165 dias. O período de análise justifica-se pelo fato do objetivo que se pretende alcançar, que é a verificação da relação de causalidade entre o Ibovespa e a taxa de câmbio num momento de crise. A crise se deflagrou mundialmente por volta da metade do ano de

2008, ela teria se iniciado a partir de problemas imobiliários que afetariam o mercado financeiro norte americano, em seguida, as finanças do resto do mundo.

A série da taxa de câmbio foi extraída do banco de dados do Banco Central do Brasil – BACEN, enquanto que a série do Ibovespa foi obtida na BM&F Bovespa. Ambas as séries são cotadas diariamente, cinco dias por semana.

Aplicaram-se os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Philip-Perron para verificação da estacionaridade das séries. Utilizaram-se os critérios AIC e SBC e o teste de defasagens para identificação do número de defasagens p a serem utilizadas no modelo VAR(p), sendo que deste modelo selecionado, construiu-se a função impulso-resposta e ainda foi realizada a análise da decomposição da variância.

Para realização dos testes estatísticos e econométricos, além da estimação do modelo VAR(p), foi utilizado o software Win-Rats Pro versão 6.1 e Eviews 5.1.

Espera-se que os resultados destaquem uma relação de causalidade unidirecional no sentido do Ibovespa para taxa de câmbio, ou seja, que variações no índice causem flutuações na taxa de câmbio. Isto seria justificado pelo fato de que, por exemplo, elevações no índice de retorno do mercado brasileiro provocariam uma atração de fundos internacionais para o Brasil, o que elevaria a oferta de moeda estrangeira, e conseqüentemente, valorizaria a moeda nacional frente à estrangeira, provocando uma apreciação na taxa de câmbio.

4 Resultados e Discussões

Buscando-se identificar o sentido de causalidade entre a taxa de câmbio e o Ibovespa num período de crise, inicialmente realizou-se o teste de Granger (1969). Os resultados para tal teste são apresentados na tabela 1.

Tabela 1 – Teste de Causalidade de Granger

Null Hypothesis	Obs	F-Statistic	Probability
Ibovespa does not Granger Cause TXC	163	14.6180	0.00019
TXC does not Granger Cause Ibovespa		3.01149	0.08460

Fonte: elaboração dos autores

Conforme a tabela 1 verifica-se que ao nível de 5% de significância, não se pode rejeitar (neste caso se aceita) a hipótese nula de que não há causalidade no sentido de Granger da taxa de câmbio (TXCAMBIO) para o Ibovespa. No que diz respeito no sentido inverso, ou

seja, do Ibovespa para a taxa de câmbio (TXCAMBIO), rejeita-se a hipótese nula de que não há causalidade no sentido de granger, e assim, evidencia-se uma relação de causa do Ibovespa sobre a taxa de câmbio ao nível de 5% de significância.

Portanto, através do teste de Granger, consegue-se constatar que existe uma causalidade unidirecional entre a taxa de câmbio e o Ibovespa, sendo que variações no índice representativo do mercado brasileiro promovem flutuações na taxa de câmbio. Este resultado corrobora os obtidos por Mukherjee e Naka (1995) em seu estudo sobre a causalidade do índice de mercado japonês e a taxa de câmbio. Granger *et al* (1998) também destaca a relação unidirecional entre índices de mercado de países asiáticos e a taxa de câmbio. Em estudo realizado para países desenvolvidos, Ajayi *et al* (1998), destaca o papel do índice representativo do mercado como influenciador da taxa de câmbio. Nunes *et al* (2003) também identificou uma relação de causalidade unidirecional do Ibovespa para a taxa de câmbio no Brasil.

Retratado os resultados do teste de causalidade de Granger, passa-se a discutir os resultados do modelo VAR(p) estimado. Primeiramente, destaca-se a ausência de raiz unitária nas séries do Ibovespa e da taxa de câmbio, quando as mesmas se encontram em primeira diferença. Isto se justifica pelos resultados obtidos nos testes de Dickey-Fuller Aumentado e no teste de Phillip-Perron, que mostraram uma estatística de teste superior ao valor crítico aos níveis usuais de 1 e 5%, como apresentado na tabela 2.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária

Série	Dickey – Fuller Aumentado		Phillip – Perron	
	Valor calculado	Valor crítico (1% 5%)	Valor calculado	Valor crítico (1% 5%)
Taxa de câmbio	-14.73	(-3.46 -2.88)	-14.81	(3.471 -2.87)
Ibovespa	-9.07	(-3.46 -2.88)	-20.73	(3.471 -2.87)

Fonte: elaboração dos autores.

De acordo com a tabela 2, identifica-se a estacionariedade das duas séries em primeira diferença, propriedade esta estatisticamente desejada para implementação do processo VAR(p), já que nesta forma metodológica, exige-se que ambas as séries sejam estacionárias no mesmo nível.

Atendido o critério de estacionariedade, passou-se a determinação do número de defasagens p que indicaria qual o formato assumiria o processo auto regressivo de modo a possibilitar a melhor representação da relação entre as séries. Para escolha do número de defasagens utilizou-se os critérios de seleção Akaike e Schwars (AIC e SBC,

respectivamente), e ainda, o teste de defasagem por razão de verossimilhança. Os resultados destas estatísticas são apresentados na tabela 3, que contém os valores de AIC e SBC, e na tabela 3, que apresenta a razão de verossimilhança.

Tabela 3 – Seleção do modelo VAR(p)

Modelo	AIC	SBC
VAR(1)	-495.27781	-464.34031
VAR(2)	-503.29446	-460.06811
VAR(3)	-504.91286	-449.44758
VAR(4)	-513.58615	-445.93233
VAR(5)	-509.30603	-429.51452

Fonte: elaboração dos autores.

Normalmente, de acordo com os critérios AIC e SBC, o modelo selecionado é aquele que apresenta os menores valores em ambos os critérios. Como pode ser visto na tabela 3, de acordo com o critério AIC, o modelo a ser escolhido deveria ser o VAR(4). Enquanto isso, pelo critério SBC, o modelo mais adequado seria o VAR(1). Para resolver esta questão, adotou-se por realizar o teste de razão de verossimilhança explicitado na tabela 4, que confrontaria ambos os modelos escolhidos pelos critérios AIC e SBC, e assim, chegar-se-ia a conclusão de qual seria a melhor formatação para o processo de vetores auto regressivos que melhor representaria a relação já postada.

Tabela 4 – Teste de defasagem por razão de verossimilhança

Log Determinantes are	-3.484913	-3.127752
Chi-Squared (22)	53.574291	Significance Level 0.000018

Fonte: elaboração dos autores.

Confrontando o processo VAR(4) contra o VAR(1), conforme a estatística de Qui-Quadrado ao nível de 1% de significância pode-se dizer que o modelo com uma defasagem é superior ao modelo com quatro defasagens. Portanto, o modelo que se apresentou mais adequado para representar a relação entre a taxa de câmbio e o Ibovespa foi o VAR(1).

A tabela 5 apresenta os resultado das estimações do modelo VAR(1). Do ponto de vista estatístico, verifica-se que em ambas as equações possuem coeficientes estatisticamente diferentes de zero para as variáveis defasadas ao nível de 1% de significância, enquanto que somente a constante do modelo para taxa de câmbio se mostrou significativa, ao nível de 10%.

Tabela 5 – Estimação do modelo VAR(1)

Variáveis	Taxa de Câmbio	IBOVESPA
Taxa de Câmbio	-0.020388* (0.07558)	23.38570* (8.06005)
Ibovespa	-0.00274* (0.000066)	-0.38690* (0.07093)
Constante	0.00572** (0.00358)	-0.08104 (0.38141)

Fonte: elaboração dos autores.

Obs.: * coeficientes significativos ao nível de 1%; ** significativos ao nível de 10%; em parênteses encontra-se o valor do erro padrão.

O modelo estimado evidencia a relação existente entre a taxa de câmbio e o IBOVESPA, destacando a existência de um efeito desta última sobre a primeira, e vice-versa. O passo seguinte é avaliar o tamanho de tal efeito provocando por variações em ambas as variáveis sobre si mesmas e sobre a outra. Isto pode ser realizado pela função impulso-resposta e pela análise de decomposição do erro de previsão.

A tabela 6 apresenta a análise de decomposição da variância dos erros de previsão. O resultado deste procedimento evidencia o impacto de uma variação na taxa de câmbio sobre ela mesma e sobre o IBOVESPA, e também, o impacto de uma variação no IBOVESPA sobre ele mesmo e sobre a taxa de câmbio. Como se pode verificar, variações na taxa de câmbio afetam 90.442% das variações na taxa câmbio e 9.558% das flutuações no IBOVESPA. Isto retrata a forte dependência da taxa câmbio com relação aos seus valores passados e o baixo nível de influência sobre o índice de mercado brasileiro. Também se pode identificar que o impacto causado por flutuações no IBOVESPA, sendo este de 18.170% sobre a taxa de câmbio e de 81.830% sobre ele mesmo. Estes resultados são condizentes com os obtidos por Nunes *et al* (2005) e Grôppo (2004), que encontraram um valor de 19.82% e 28.89%, respectivamente, para o impacto do IBOVESPA sobre a taxa de câmbio.

Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão

Variável	Taxa de Câmbio (%)	IBOVESPA (%)
Taxa de Câmbio	90.442	18.170
Ibovespa	9.558	81.830

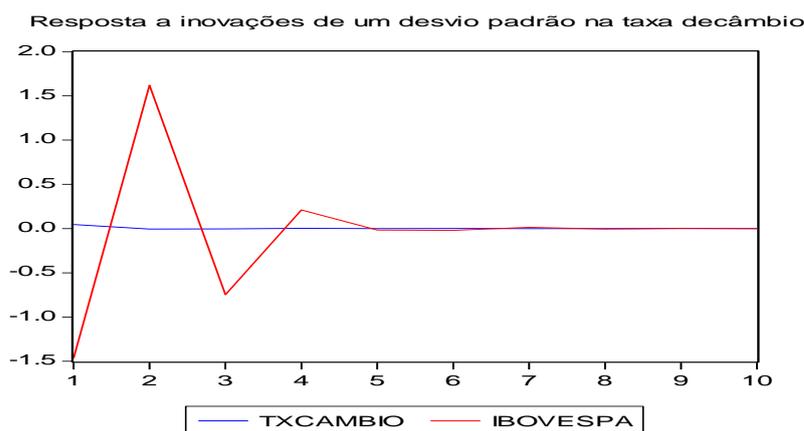
Fonte: elaboração dos autores.

Portanto, visualiza-se a forte causalidade na direção do índice de mercado para a razão entre os preços relativos entre as moedas, enquanto identifica-se uma relação de causalidade, pouco expressiva, no sentido reverso. Isto corrobora os resultados obtidos no teste de causalidade de granger, que como visto, chegou-se a conclusão de que efeitos no Ibovespa proporcionam um impacto sobre a taxa de câmbio.

Assim, verificada a força e direção predominante de efeitos sobre as variáveis, destaca-se o tempo que as variáveis necessitam para retornarem a sua trajetória após a

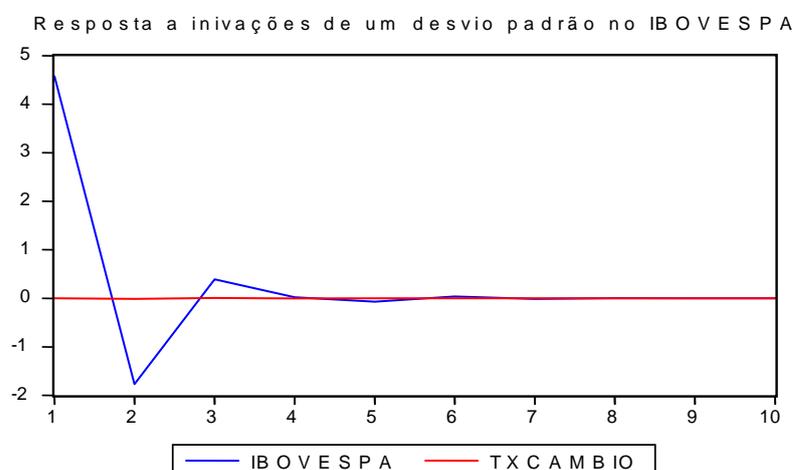
ocorrência de choques sobre as mesmas. Para visualizar tal processo do efeito de choques sobre a taxa de câmbio e sobre o Ibovespa construiu-se a função de impulso-resposta, a qual é apresentada nos gráficos 1 e 2.

Gráfico 1 – Função Resposta Taxa de Câmbio x IBOVESPA



Fonte: elaboração dos autores.

Gráfico 2 – Função Resposta IBOVESPA x Taxa de Câmbio



Fonte: elaboração dos autores.

De acordo com os gráficos, verifica-se mais uma vez a significativa resposta da taxa de câmbio sobre choques nas inovações do Ibovespa e a influencia moderada de choques nas inovações da primeira sobre esta última. É notório que a série do Ibovespa é bem mais sensível a choques de que a série da taxa de câmbio, onde a primeira leva cerca de quatro períodos para retornar a sua trajetória anterior após sofrer um choque, enquanto o segundo logo retoma sua trajetória. Isto justifica a influência de choques afetarem a taxa de câmbio no

período contemporâneo e não terem efeitos de longo prazo sobre ambas as variáveis, como Nunes *et al* (2005); Nunes *et al* (2003) e Grôppo (2004) também identificaram pelos seus gráficos para função impulso resposta.

Assim, evidencia-se a importância do efeito de inovações do Ibovespa sobre o comportamento da taxa de câmbio. É claro que este efeito pode ter sido suavizado pela atuação do governo sobre a taxa de câmbio através de sua política monetária, já que é bem natural para qualquer governo defender sua moeda e relação às moedas estrangeiras, garantindo assim, o poder de compra da mesma. Mesmo com isso, não se podem retirar os méritos dos resultados aqui obtidos, visto que os efeitos mostraram bem significativos e atenderam tanto aos critérios estatísticos como aos econômicos.

5. Conclusão

A estabilidade monetária adquirida com as reformas estruturais da economia brasileira pós-abertura comercial, e principalmente com a implementação do plano real, proporcionou uma melhor direção das variáveis macroeconômicas e uma redução da vulnerabilidade do país com relação ao cenário internacional. Tal processo melhorou significativamente a dinâmica dos mercados, sobretudo o mercado de ações, tornando-o mais acessível aos investidores internacionais. Por outro lado, a adoção de uma taxa de câmbio flexível, fez-se perceber nos últimos anos uma relação significativa entre a mesma e o retorno das ações refletido no índice bovespa.

Assim, foi justamente esta observação direta de tal relação, que nos fez delinear o principal objetivo deste trabalho, de verificar o grau de causalidade e efeito entre a taxa de câmbio e o retorno das ações (Ibovespa). Para tanto, o teste de causalidade de Granger apontou a existência de causalidade unidirecional entre as variáveis, de modo que o índice representativo do retorno das ações provoca relevante impacto na determinação da taxa de câmbio. Em outras palavras, o Ibovespa é um potencial preditor da taxa de câmbio não verificando, portanto, uma relação contrária entre ambas.

Analisadas as séries de tempo de duas variáveis econômicas, com o objetivo de avaliar sua relação, utilizou-se a metodologia econométrica VAR (Vetores Auto Regressivo). Assim através dos critérios SBC, AIC, e alternativamente, usando o teste de defasagem por razão de verossimilhança, escolheu-se um VAR(1) que melhor evidenciou a relação existente entre as variáveis objeto do estudo.

Por outro lado, com a finalidade de se observar o choque entre as variáveis e sua trajetória ao longo do tempo, utilizou-se uma função de impulso-resposta. Assim, na análise

deste processo, observa-se haver significativa resposta da taxa de câmbio sobre choques nas inovações do Ibovespa, visto que o mesmo apresenta maior sensibilidade a choques do que o observado na série da taxa de câmbio. Ainda neste sentido, quanto ao procedimento de decomposição da variância dos erros, verifica-se uma insignificante influência da taxa de câmbio sobre o índice bovespa. Contrariamente, ver-se uma forte causalidade do ibovespa em direção à taxa de câmbio.

Diante de tais considerações a cerca dos resultados, observa-se exatamente o que se esperava frente às hipóteses estabelecidas inicialmente, ou seja, o índice bovespa provoca flutuações na taxa de câmbio. Isto decorre do fato, de que observado uma variação positiva do ibovespa como indicador do bom funcionamento da economia, principalmente após o ano de 2003. Este seria importante fator da atração de capital estrangeiro, sobretudo de curto prazo, afetando o valor nominal da taxa de câmbio dado à expansão da oferta de moeda estrangeira.

Em síntese, conclui-se que a série representativa do ibovespa e suas variações explicam o comportamento da variância dos valores da série representativa da taxa de câmbio. Assim, tal direção de causalidade, impõe que o índice bovespa seja um bom preditor do comportamento do câmbio e que inovações no ibovespa, induzem a resposta da taxa de câmbio. Por outro lado, a condição inversa mostrou-se insignificante, ou seja, no sentido de direção de resposta do índice de bolsa de valores em relação ao câmbio.

6. Referências:

- AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S.M. On the relationship between stock returns and exchange rates: Test of Granger causality. *Global Finance Journal*, 2(9), p. 241-251, 1998.
- BLANCHARD, O. J. Output prices, the stock market, and interest rates. *American Economic Review*, 71(1), p. 132-143, 1990.
- CHEN, N. F.; ROSS S. A. Economic forces and the stock market. *Journal of Bussines*, vol. 59, nº. 3, p.383-403, 1986.
- DARRAT, A.F., MUKHERJEE, T.K. The behavior of the stock market in a developing economy. *Economic lettes*, v.22, nº.2-3, p.273-278, 1986.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. A likelihoodratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

- DORNBUSH, R.; FISHER, S. Exchange rates and current account. *American economic review*, 70(5), p. 960-971, 1980.
- FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. *American economic review*, 71(4), p. 545-565, 1981.
- FAMA, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of finance*, 45(4), p. 1089-1108, 1990.
- GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of finance*, 38(1), p. 1-33, 1983.
- GRANGER, C. W. J. Investigating casual relations by econometric model and cross spectral methods. *Econometrica*, vol.37, nº. 3, p. 424-438, 1969.
- GRÔPPO, G. S. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA*. Dissertação de mestrado; USP-ESALQ, 2004.
- MUKHERJEE, T.; NAKA, A. Dynamic relation between macroeconomic variables and the japanese stock market: an application of a vector error correction model. *The journal of finance research*, vol.18, nº. 2, p. 223-237, 1995.
- NUNES, M. S.; COSTA Jr., N. C. A. D.; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre as variáveis macroeconômicas, “risco Brasil” e o retorno nos mercados de ações brasileiro. *Revista de economia e administração*, 2(3), p. 26-42, 2003.
- PERRON. P. The great crash, the oil price shock and the unitroot hypothesis. *Econometrica*, vol. 75, nº. 6, p.1361-1401, 1989.
- SIMS, C. A. *Macroeconomics and reality*. *Econometrica*, 48(1), p. 1-48, 1980.