

## **Taxa de câmbio e Preço de ações: Evidências para o Brasil**

**LUCIANO FERREIRA CARVALHO**  
UFU - Universidade Federal de Uberlândia  
carvalhofl1906@gmail.com

**FLÁVIO VILELA VIEIRA**  
UFU - Universidade Federal de Uberlândia  
flaviovieira@ufu.br

Capes;  
Flávio Vilela Vieira

## Área Temática: Finanças

### Taxa de câmbio e Preço de ações: Evidências para o Brasil

#### Resumo

O objetivo deste estudo é investigar a relação existente entre o mercado de ações e a taxa de câmbio. Investiga-se também a relação entre as volatilidades destes mercados no Brasil no período de 1999 a 2012. Como método utilizou-se Vetor Auto Regressivo (VAR) e Vetor de Correções de Erros (VEC). As evidências sugerem que um aumento na taxa de câmbio (depreciação) leva a uma elevação nos preços das ações (ou uma queda na taxa de câmbio – apreciação - leva a uma queda nos preços das ações). Observa-se ainda, que a relação entre as variáveis é mais fraca quando é investigado apenas o período pós-crise (Setembro de 2008). Além disso, pode-se afirmar que o movimento do Ibovespa frente a um choque na taxa de câmbio é de queda gradual até aproximadamente o quarto mês se estabilizando a partir daí. Quando as relações são investigadas por meio das volatilidades das variáveis, é encontrada uma relação significativa de câmbio para ações no período completo da amostra. Porém, no período de crise é encontrada uma relação bi-direcional. Na relação inversa, um aumento da volatilidade da Taxa de Câmbio leva a uma redução na volatilidade do Ibovespa (ou uma redução da volatilidade da Taxa de Câmbio leva a um aumento na volatilidade do Ibovespa), enquanto na relação positiva, uma elevação na volatilidade do Ibovespa causa um aumento na volatilidade da taxa de câmbio e vice versa. Estas evidências têm implicações práticas para os reguladores que estão interessados no funcionamento adequado dos mercados financeiros, e para investidores individuais e institucionais que estejam interessados na diversificação de carteiras e gestão de risco cambial.

**Palavras-chave:** Preços de Ações; Taxa de Câmbio; Volatilidade.

### Exchange rate and stock price: Evidence for Brazil

#### Abstract

The goal of this essay is to investigate the existing relation of the stock market and the exchange rate. It also investigates the relation of volatilities in these markets for Brazil from 1999 to 2012. We use vector autoregressive (VAR) and error correction (VEC) models. The empirical evidence suggests that an increase in the exchange rate (depreciation) results in an increase in the stock prices, or a decrease in the exchange rate (appreciation) is associated to a decrease in the stock prices. We have also observed that the relationship among the variables is weak when investigating only the post-crisis period (September 2008). Other than this, we can argue that the impact in the Ibovespa with respect to exchange rate shocks is a gradual decrease up to the fourth month and no effect after that. When investigating the relation through the volatilities of the variables, we found a significant relation from the exchange rate to the stock prices for the entire time span of our sample. On the other hand, for the crisis period we found a bidirectional relation. For the inverse relation, an increase in the exchange rate volatility is associated to a decrease in the Ibovespa volatility, or a reduction in the volatility of the exchange rate is associated to an increase in the Ibovespa volatility. These evidences have practical implications for the financial market regulators that are interested in an adequate operation of the financial markets, and for individual and institutional investor that are interested in portfolio diversification and exchange rate risk management.

**Keywords:** Stock Prices; Exchange Rate; Volatility.

## 1 Introdução

O objetivo deste estudo é estabelecer a relação existente entre o mercado de ações e a taxa de câmbio no Brasil, entre as volatilidades das duas variáveis e por fim entre o desequilíbrio dos mercados acionário cambial no período de 1999 a 2012 e no período de crise. Como método para o cálculo da volatilidade utilizou-se modelos da família ARCH/GARCH. Como método para investigar a relação entre as variáveis utilizou-se Vetor Auto Regressivo (VAR) e Vetor com Correções de Erros (VEC), bem como duas ferramentas de Análise, a saber, Decomposição de Variância e Função de Resposta ao Impulso (FRI).

Duas principais abordagens sobre a relação entre taxa de câmbio e preços de ações se destacam. A primeira é a abordagem tradicional que assume que a taxa de câmbio conduz os preços das ações (DORNBUSH e FISHER, 1980). Neste modelo, a conta corrente de um país e o desempenho da balança comercial são fatores importantes na determinação da taxa de câmbio. Os canais de transmissão seriam dois. No primeiro, a flutuação da taxa de câmbio afeta o valor da firma por meio de mudanças na competitividade. No segundo a flutuação da taxa de câmbio afeta o valor dos ativos e passivos da firma denominados em moeda estrangeira, causando mudanças nos preços das ações. Segundo Dornbush e Fisher (1980) mudanças na taxa de câmbio afetam os rendimentos da firma e, portanto impactam o preço de suas ações. Se há uma depreciação cambial, os produtos domésticos ficam mais baratos para o resto do mundo, elevando as vendas e os lucros das empresas brasileiras. Os investidores, na expectativa de terem maiores ganhos, pagam um preço maior pelas ações dessas empresas.

Já de acordo com a segunda abordagem (FRANKEL, 1983), conhecida como modelo de *Portfólio*, a conta capital é o maior determinante da taxa de câmbio. Nesta abordagem, as mudanças nos preços das ações podem influenciar movimentos na taxa de câmbio via ajustamento de *portfolio*. Se houver uma persistente tendência para baixo nos preços das ações, a entrada de capital estrangeiro diminuiria. Um decréscimo nos preços das ações levaria a uma redução na riqueza do investidor doméstico, levando a uma queda na demanda por moeda e a uma menor taxa de juros, causando saída de capital que resultaria em depreciação da moeda. Portanto, sob esta abordagem, uma queda nos preços das ações conduziria a uma depreciação da taxa de câmbio.

Apesar da investigação da relação entre preços de ações e taxa de câmbio, as variações destas variáveis econômicas também são importantes porque pode envolver retornos ou perdas para os investidores. Estas variações podem ser representadas pelo desvio padrão ou variância, que são medidas simples de variabilidade, porém ultimamente modelos da família ARCH/GARCH têm sido empregados para estimar a volatilidade de variáveis econômicas. Um número pequeno de estudos tem tentado analisar a possibilidade de ocorrer a transmissão de volatilidade (ou um efeito *spillover* de volatilidade) entre os mercados de câmbio e ações. Giannellis e Papadopoulos (2011) afirmam que existe uma interdependência dinâmica entre o mercado de câmbio estrangeiro e outros aspectos da economia, tais como o lado monetário, o lado real e o mercado de ações. Dado que o câmbio é uma variável endógena, a volatilidade cambial depende da volatilidade dos fundamentos econômicos. Por outro lado, fundamentos macroeconômicos podem ser voláteis se sua atual taxa desvia de seu valor de longo prazo.

As evidências deste estudo sugerem que um aumento nos preços das ações leva a uma apreciação da taxa de câmbio. Observa-se ainda, que a relação é mais forte quando é investigado apenas o período de crise. Além disso, pode-se afirmar que o movimento da taxa de câmbio frente a um choque de um desvio padrão sobre a variação logarítmica do Ibovespa é de queda gradual até aproximadamente o quinto mês se estabilizando a partir daí. Quando as relações são investigadas por meio das volatilidades das variáveis, não é encontrada nenhuma relação significativa entre as variáveis no período completo da amostra. Porém, no período de crise é encontrada uma relação bi-direcional. A primeira relação foi negativa, com um

aumento da volatilidade da Taxa de Câmbio causando uma redução na volatilidade dos preços dos Ibovespa. A segunda relação foi uma relação direta, indicando que uma elevação na volatilidade do Ibovespa causa uma elevação na volatilidade da taxa de câmbio. Esses resultados têm implicações práticas para os reguladores que estão interessados no funcionamento adequado dos mercados financeiros, e para investidores individuais e institucionais que estejam interessados na diversificação de carteiras e gestão de risco cambial.

Este Ensaio divide-se em quatro seções, além desta. Na seção dois, é feita uma revisão teórica e empírica da literatura. A seção três apresenta os dados utilizados e as técnicas econométricas empregadas. A análise dos resultados é apresentada na seção quatro. Por fim, são tecidas as considerações finais, na seção cinco.

## **2 Revisão da Literatura**

### **2.1 Abordagens Teóricas**

A justificativa teórica sobre se as taxas de câmbio causam os preços das ações ou se preços de ações causam as taxas de câmbio, tem sido testada através das abordagens tradicional e de *Portfólio*. A primeira postula que as mudanças nas taxas de câmbio levam a mudanças nos preços das ações, portanto, a relação deve fluir do mercado de câmbio para o mercado de ações, enquanto a abordagem de *Portfólio* sugere o contrário.

A abordagem tradicional baseia-se no trabalho desenvolvido por Dornbusch e Fischer (1980) que trata da associação entre conta corrente e o comportamento da taxa de câmbio. Basicamente, do ponto de vista desta abordagem, a apreciação (depreciação) de uma moeda local tem implicações importantes, sobre a competitividade e sobre os preços dos ativos e passivos da firma. Do ponto de vista da competitividade, se há uma apreciação (depreciação) cambial, os produtos domésticos ficam mais caros (baratos) para o resto do mundo, reduzindo (aumentando) as vendas e os lucros das empresas brasileiras. Os investidores, na expectativa de terem menores (maiores) ganhos, pagam um preço menor (maior) pelas ações dessas empresas.

Do ponto de vista do preço dos ativos e passivos da firma, se ocorre uma apreciação (depreciação) cambial, há dois efeitos importantes. Primeiro, diminui (aumenta) o endividamento denominado em termos de moeda estrangeira. Em outras palavras, as empresas do país local paga menos (mais) pela dívida externa contratada e, finalmente, fluxos de caixa das empresas melhoram (deterioram-se). Segundo, redução (aumento) dos custos de produção, especialmente nas economias em desenvolvimento em que as produções dependem fortemente de matérias-primas importadas. As consequências são duas: ganho (perda) na competitividade dos preços e das receitas das empresas. A lógica acima mencionada acarreta a apreciação (depreciação) do patrimônio líquido das empresas e dos preços das ações em geral.

A abordagem de *Portfólio*, tratado por Frankel (1983), enfatiza o papel de transação da conta de capital. Segundo este ponto de vista, as taxas de câmbio são como outros ativos determinadas pelas forças de mercado de demanda e oferta. Nesta abordagem existem dois canais de transmissão. No primeiro, uma elevação (queda) dos preços das ações atrairia fluxos de capital de investidores estrangeiros, que venderiam a moeda (local) externa e compraria a moeda (estrangeira) local. Assim, um aumento (queda) nos preços das ações apreciará (depreciará) as taxas de câmbio, devido a um aumento na demanda (oferta) por moeda local. No segundo, um aumento (redução) nos preços das ações causa um incremento (redução) na riqueza de investidores nacionais, aumentando assim (reduzir) a demanda por moeda local e, posteriormente, elevando (reduzindo) as taxas de juros locais. O aumento (redução) das taxas de juro incentivará a entrada de capital (saídas), resultando na apreciação (depreciação) de taxas de câmbio.

Apesar da investigação das relações e interações entre taxa de câmbio e preços de ações, a volatilidade de ambas também é importante porque pode envolver as decisões tomadas pelos investidores. Estas variações podem ser representadas pelo desvio padrão ou variância, que são medidas simples de variabilidade, porém modelos da família ARCH/GARCH têm sido empregados para estimar a volatilidade de variáveis econômicas. Um pequeno número de estudos tem tentado analisar a possibilidade de haver a transmissão de volatilidade (ou um efeito *spillover* de volatilidade) entre os mercados de câmbio e ações. Para Giannellis e Papadopoulos (2011) há uma interdependência dinâmica entre o mercado de câmbio e outros aspectos da economia, tais como o lado monetário, o lado real e o **mercado de ações**. Dado que o câmbio é uma variável endógena, a volatilidade cambial depende da volatilidade dos fundamentos econômicos, além de choques externos e variáveis domésticas. Por outro lado, fundamentos macroeconômicos podem ser voláteis se sua atual taxa desvia de seu valor de longo prazo. Esta é também a origem primária do desalinhamento da taxa de câmbio. Na verdade, volatilidade cambial corresponde a flutuações de curto prazo da taxa de câmbio em torno de suas tendências de longo prazo. Desalinhamento da taxa de câmbio refere-se a um desvio significativo da taxa de câmbio observada a partir da sua taxa de equilíbrio. Ambas as noções estão estreitamente relacionadas. Isto acontece porque uma taxa de câmbio muito desalinhada será altamente volátil no presente e no futuro, a fim de encontrar a sua taxa de equilíbrio (por suas próprias forças ou por intervenções do governo no mercado cambial).

O alinhamento cambial implica que a taxa de câmbio está em níveis de equilíbrio se os fundamentos macroeconômicos estão em seus níveis sustentáveis. Como resultado, não se espera que a taxa de câmbio exiba uma volatilidade elevada, em resposta à condição macroeconômica. No entanto, as taxas de câmbio podem ser voláteis mesmo que os fundamentos macroeconômicos não se desviem significativamente dos seus valores sustentáveis. Isto porque outros fatores, como choques externos e variáveis domésticas como os mercados financeiros, afetam o comportamento das taxas de câmbio também. Ainda, segundo Giannellis e Papadopoulos (2011), variáveis financeiras são mais importantes para os países em desenvolvimento. Maiores ligações financeiras externas incrementam a volatilidade da taxa de câmbio em menor grau nos países desenvolvidos, enquanto reduzem a volatilidade nos países em desenvolvimento. Maior financiamento interno (ou seja, maior desenvolvimento financeiro) aumenta a volatilidade da taxa de câmbio nos países desenvolvidos e diminui nos países em desenvolvimento.

Desenvolvimento financeiro, medido pelo desenvolvimento do mercado de capitais e eficiência de intermediários financeiros, pode influenciar o comportamento das taxas de câmbio. Especialmente para países em desenvolvimento, o desenvolvimento financeiro tem sido um fator importante para o crescimento econômico. Por outro lado, os mercados de ações têm o menor impacto positivo sobre o crescimento econômico nos países em desenvolvimento. Além disso, o efeito sobre o crescimento do financiamento varia entre países. Isto é devido à fase do ciclo de desenvolvimento da economia. Em países em transição, o impacto do financiamento sobre o crescimento é muito importante nas fases iniciais da transição, enquanto que para os países desenvolvidos o setor financeiro, afeta a taxa de crescimento econômico em menor grau. A relação é mais forte em economias em transição do que nas economias maduras.

Além destas abordagens, segundo Walid et al (2011) durante as últimas décadas os países emergentes têm experimentado várias crises. Esses períodos de turbulência têm sido caracterizados por ativos apresentando grandes retornos negativos e alta volatilidade e seus efeitos têm se proliferado para outros países emergentes. Estas características têm incrementado amplamente a volatilidade da taxa de câmbio, e, portanto, o risco associado com *portfólio* internacional. Segundo Lin (2012), quando os mercados de câmbio e de ações

estão em crise, os retornos são menores e a volatilidade é maior, tanto quanto a correlação entre os dois mercados tende a ser maior.

## 2.2 Evidências Empíricas

As evidências empíricas se dividem em dois grupos: (i) evidências internacionais; (ii) e evidências para o Brasil. Cada um destes dois grupo se dividem ainda em três sub-grupos: (i) as que suportam a abordagem tradicional; (ii) as que suportam a abordagem de *portfólio*; (iii) e as que apresentam evidencias mistas.

A relação entre taxa de câmbio e preços de ações tem recebido muita atenção na literatura internacional nos últimos anos. As evidencias são diversas e variam de acordo com o país e o período analisado. O primeiro grupo de evidências empíricas é aquele em que os estudos sustentam a abordagem tradicional de que flutuações na taxa de câmbio levam à movimentos nos preços das ações. Aggarwal (1981) foi o primeiro a estudar a relação entre mudanças na taxa de câmbio e mudanças nos preços das ações para o período de câmbio flutuante. O período estudado foi de julho de 1974 à dezembro de 1978. Utilizando dados mensais de taxa de câmbio e preços de ações dos Estados Unidos, o estudo indica que uma queda na taxa de câmbio (apreciação) leva a um aumento nos preços das ações. Lean et al (2005) estudam a cointegração e a causalidade entre taxa de câmbio e preços de ações de oito países da Ásia, Hong Kong, Indonésia, Japão, Coréia, Malásia, Singapura, Tailândia e Filipinas no período de janeiro de 1991 até dezembro de 2002. Os resultados indicam que a crise financeira asiática teve um maior e mais direto impacto sobre a relação de causalidade entre preços de ações e taxa de câmbio, sendo que uma queda da taxa de câmbio leva a um aumento dos preços de ações.

O segundo grupo de evidências tem suportado a abordagem de *Portfolio* de que mudanças nos preços das ações podem afetar o movimento da taxa de câmbio. Hatemi-J e Irandoust (2002) estudam esta relação para Suécia no período de 1993 a 1998. Os autores encontram que um aumento nos preços das ações leva a uma apreciação da taxa de câmbio. Sheng e Shuh (2004) analisam a relação entre mudanças de preços das ações e mudanças na taxa de câmbio para os países do G-7 usando dados semanais, num período de 01/05/1979 a 01/01/1999 e encontram que apreciações na taxa de câmbio foram causadas pela subida dos preços das ações. Phylaktis e Ravazzolo (2005) estudam a dinâmica de curto e longo prazo entre preços de ações e taxa de câmbio. A amostra compreende um grupo de países da bacia do pacífico (Hong Kong, Malásia, Singapura, Tailândia e Filipinas) no período de 1980 a 1998. Os resultados sugerem que mudanças nos preços de ações determinam movimentos na taxa de câmbio. Daniel (2008) testa a relação entre preços de ações e taxa de câmbio para os Estados unidos e União Européia. Os dados são mensais e compreende o período de dezembro de 1969 até dezembro de 2003. Os resultados apontam para uma forte causalidade (sendo ainda maior quando se utiliza taxa de câmbio real) entre as variáveis para os países desenvolvidos. A causalidade parece ser predominantemente unidirecional, com a direção indo de aumento dos preços de ações para queda da taxa de câmbio (apreciação).

Há ainda um terceiro grupo de evidências que tem apresentado resultados mistos, dependendo do país e do período investigado. Existe a possibilidade de que tanto a abordagem tradicional quanto a de *Portfólio* trabalhem simultaneamente, apresentando efeito de retro alimentação. Como tal, não é impossível observar uma relação dúbia entre mercados de câmbio e ações. Naturalmente, outra possibilidade seria que estes dois mercados fossem independentes um do outro, o que significa que não existe nenhuma relação entre eles.

Ajayi, Friedman e Mehdián (1998) testam a relação entre retornos de ações e taxa de câmbio para sete países desenvolvidos e oito países emergentes asiáticos. O período investigado vai de abril de 1985 a agosto de 1991. Os resultados para países desenvolvidos indicam que os mercados acionário e cambial são bem integrados, com a taxa de câmbio

respondendo a inovações no mercado de ações, tanto para dados diários quanto para dados semanais. Para os países emergentes, entretanto, as evidências de relação causal entre os dois mercados são mistas. Foram encontradas evidências de causalidade na direção de ações para taxa de câmbio (dados diários) para Taiwan, Indonésia e Filipinas e causalidade na direção de taxa de câmbio para ações para Coreia. Para dados semanais foram encontradas evidências de causalidade de ações para taxa de câmbio para Tailândia e Malásia. Os demais países não apresentaram relação de causalidade estatisticamente significativa. Os autores argumentam que as diferenças nos achados entre países desenvolvidos e emergentes se devem a diferenças no desenvolvimento do mercado financeiro entre os dois grupos. Muhammad e Rasheed (2002) examinam a relação para países da Ásia. A amostra é composta por países da Ásia do sul no período de janeiro de 1994 a dezembro de 2000 (dados mensais). Os resultados apontam para uma bi-direcional causalidade entre preços de ações e taxa de câmbio para Bangladesh e Sri Lanka. Para Índia e Paquistão não foi encontrada nenhuma relação.

Aydemir e Demirhan (2009) investigam a relação causal entre preços de ações e taxa de câmbio na Turquia, usando dados de 23 de fevereiro de 2001 a 11 de janeiro de 2008. Como diferencial este estudo não utiliza apenas um índice de ações. Os índices do mercado de ações utilizados são: o nacional 100; índice de serviços; índice financeiro; índice industrial e índice de tecnologia. Os resultados indicam que há uma bidirecional causalidade entre taxa de câmbio e todos os índices do mercado de ações. Enquanto uma elevação nos preços das ações provoca uma queda na taxa de câmbio (apreciação), detectou-se também que uma queda na taxa de câmbio (apreciação) leva a um aumento nos preços das ações. Alagidede, Panagiotidis e Zhang (2010) utilizam o teste Hiemstra-Jones para testar a causalidade não linear entre preço de ações e taxa de câmbio (além de testar a causalidade linear). São usados dados mensais para Austrália, Canadá, Japão, Suíça e Reino Unido no período de 1/1992 a 12/2005. Os resultados indicam que Causalidade de câmbio para preços é encontrada para Canadá, Suíça e Reino Unido. Fraca causalidade de preços para câmbio é encontrada para Suíça. Usando o teste Hiemstra-Jones (para causalidade não-linear) os resultados indicam causalidade de preços de ações para taxa de câmbio no Japão e fraca causalidade na direção oposta para Suíça. Ramasamy e Yeung (2010) investigam a relação entre o mercado de ações e a taxa de câmbio. O objetivo era mostrar que a relação muda de acordo com o período escolhido. Para isso o período é dividido em sub-amostras trimestrais e anuais. A amostra é composta por nove países asiáticos: Hong Kong, Indonésia, Japão, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Cingapura, Tailândia e Taiwan. Os dados são diários, de 1 de janeiro de 1997 a 31 de dezembro de 2000. Os resultados indicam que a direção da causalidade pode variar de acordo com o período de estudo. Para o período inteiro encontrou-se que, com exceção de Hong Kong, todos os países da amostra mostraram que preços das ações causam movimentos na taxa de câmbio. Hong Kong apresentou bi-causalidade. No entanto usando períodos trimestrais a causalidade muda de um trimestre para outro.

Walid et al (2011) investigam a relação dinâmica entre a volatilidade dos preços das ações e a volatilidade da taxa de câmbio. A amostra é composta por quatro países emergentes: Hong Kong; Singapura; Malásia; e México. A relação é estudada durante bons e maus tempos (períodos de crise) entre o período de dezembro de 1994 a março de 2009. O método utilizado para calcular a volatilidade dos preços das ações e da taxa de câmbio foi o EGARCH, que segundo os autores, podem com sucesso capturar a volatilidade assimétrica. Para investigar a relação dinâmica entre as variáveis foi usado um Markov Switching-EGARCH aumentado. Este modelo permite separar a estimação da relação entre o mercado de ações e de câmbio em períodos de calma e de turbulência. Os resultados fornecem evidência de comportamento de mudanças de regime sobre mercados emergentes e revela a existência de dois regimes: (i) o alto médio-baixo variância; e (ii) o baixo médio-alto variância (menos dominante). Períodos de alta volatilidade nos quatro mercados coincidem com períodos de crise. Além disso, a

mudança da taxa de câmbio desempenha um significativo papel em determinar as mudanças entre mais calmos e mais turbulentos períodos nos mercados de ações emergentes.

Walid et al (2012), investigam as propriedades da volatilidade condicional de retornos das ações e taxa de câmbio, tanto quanto suas relações empíricas. Como método usou-se modelos GARCH univariados (FIAPARCH) e multivariados (CCC- FIAPARCH) que mostram duas novas características da volatilidade de séries temporais financeiras, a saber, assimetria e memória longa. A amostra é composta por dados diários dos preços de fechamento dos índices o mercado de ações de três países Europeus (França, Alemanha e Reino Unido). Além disso, foram usadas duas taxas de câmbio, USD/EUR (Dólar/Euro) e USD/GBP (Dólar/Libra Esterlina). O período analisado parte de janeiro de 1999 até dezembro de 2010. Os resultados mostram fortes evidências de assimetria e memória longa na variância condicional de todas as séries consideradas. Nos modelos multivariados, foi encontrada uma bilateral relação entre ações e mercado de câmbio e que a relação é altamente significativa para França e Alemanha.

Zhao (2010) analisa empiricamente a relação dinâmica entre a taxa real efetiva de câmbio e preços de ações. A amostra é composta por dados mensais de janeiro de 1991 até dezembro de 2009 da China. Como método utilizou-se um VAR e um MGARCH. Os resultados mostram que não há uma relação estável de equilíbrio de longo prazo entre taxa de câmbio e preço de ações. Não houve também efeito contágio entre taxa de câmbio e preços de ações. Usando o método de razão de maximaverossimilhança, encontrou-se um bidirecional efeito contágio de volatilidade entre os dois mercados.

Yang e Doong (2004) exploram a natureza do mecanismo de transmissão de média e volatilidade entre ações e mercado de câmbio para os países do G7. Os dados são semanais para taxa de câmbio de fechamento (sexta-feira) e índices de preços de ações dos países do G7. O período de amostra vai de 01/05/1979 a 01/01/1999. Como método os autores utilizaram modelos da família ARCH/GARCH para estimar a volatilidade e um VAR para investigar a relação entre as variáveis. Os resultados mostram que movimentos de preços de ações afetam futuros movimentos de taxa de câmbio, mas mudanças em taxa de câmbio têm menos impacto sobre mudanças futuras de preços de ações. Além disso, as evidências suportam a existência de um efeito contágio de volatilidade assimétrica (se choques negativos produzem mais ou menos impactos do que um choque positivo).

Lin (2012) investiga a relação entre taxa de câmbio e preços de ações em mercados emergentes da Ásia (Índia, Indonésia, Coreia, Filipinas, Tailândia e Taiwan). Além disso, o autor trabalha com a volatilidade de taxa de câmbio e Preços de ações. Os dados são mensais cobrindo o período de janeiro de 1986 até dezembro de 2010. O método para investigar a relação entre as variáveis foi o teste de causalidade de Granger. Os resultados sugerem que o co-movimento entre taxa de câmbio e preços de ações torna-se forte em períodos de crises. Os resultados indicam ainda que mudanças nos preços das ações causam mudanças na taxa de câmbio.

A relação entre preços de ações e taxa de câmbio é testada também para o Brasil. Grôppo (2004) investiga a relação entre o mercado de ações e variáveis macroeconômicas para o Brasil. Os dados são mensais e compreende o período de janeiro de 1995 à dezembro de 2003. Os resultados indicaram que um aumento na taxa de câmbio real (depreciação) leva a uma redução no IBOVESPA. Nunes, Costa Junior e Meurer (2005) analisam a relação entre mercado de ações e variáveis macroeconômicas para o Brasil, no período de janeiro de 1995 à dezembro de 2004. Em relação a interação entre o IBOVESPA e a taxa de câmbio real o estudo constatou que um aumento nos preços das ações causa uma apreciação na taxa de câmbio real. Aproximadamente 19,82% da variância dos erros de previsão para doze meses da taxa de câmbio real são explicados pelas inovações dos retornos reais do IBOVESPA e a resposta de um choque inesperado no mercado de ações brasileiro acarreta uma queda de



aproximadamente 0,20 pontos percentuais na taxa de câmbio após dois períodos. Tabak (2006) investiga as causalidades linear e não-linear para o período de 1 de agosto de 1994 a 14 de maio de 2002. Para testar a causalidade não linear foi estimado um GARCH. Os resultados indicam que há uma linear causalidade de Granger de preços de ações para taxa de câmbio. Além disso, são encontradas evidências de não linear causalidade de Granger de taxa de câmbio para preços de ações.

Diamandis e Dragos (2011) Investigam a relação entre preços de ações e taxa de câmbio para países da América Latina, inclusive o Brasil. Os dados são mensais para o período de janeiro de 1980 a fevereiro de 2009. Como método usou-se o teste de causalidade de Granger. Os resultados mostram que os mercados de ações e câmbio nessas economias são positivamente relacionados e que o mercado de ações americano age como um canal para essa relação.

### 3 Aspectos Metodológicos

#### 3.1 Dados e Amostra:

O objetivo deste estudo é estabelecer a relação existente entre o mercado de ações e a taxa de câmbio no Brasil no período de 1999 a 2012. Primeiramente é realizada uma análise utilizando a volatilidade de cada variável. Em seguida, investiga-se a relação entre taxa de câmbio e preços das ações.

Para representar o mercado acionário, são utilizadas cotações mensais do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA). Para representar o mercado cambial, foi utilizada tanto a taxa de câmbio real mensal (real/dólar) quanto a taxa de câmbio nominal mensal (real/dólar). O motivo para adotar tanto câmbio real quanto câmbio nominal é que não há uma definição na literatura empírica sobre qual das duas taxas deve ser empregada. As taxas de câmbio real e nominal são utilizadas em análises separadas, sendo que quando uma é utilizada a outra não.

Como Proxy para o mercado acionário internacional são utilizadas as cotações mensais do *Standard and Poors 500* (S&P500). Phylaktis e Ravazzolo (2005), afirmam que a relação de encontrada entre preço de ações e taxa de câmbio pode ser devido a omissão de variável relevante. Esta variável seria o mercado de ações mundial, cuja *proxy* seria o mercado de ações americano.

O período analisado vai de 01/1999 até 12/2012. A justificativa para a data inicial é que a partir deste período (janeiro de 1999) a taxa de câmbio no Brasil passou a ser flutuante. A justificativa para o período final é a disponibilidade de dados. A frequência de dados é mensal e a fonte é o Banco Central do Brasil e o banco de dados Economática<sup>®</sup>. A análise foi feita também para uma sub-amostra, em que é testado o período de 09/2008 a 12/2012 que compreende a crise *Subprime* e a atual. Por fim, as variáveis são utilizadas nos testes na forma logarítmica. No quadro 1 define-se as variáveis e as fontes dos dados utilizadas no estudo.

**Quadro 1: Variáveis e amostra – Ensaio 1**

Variáveis	Descrição	Período	Fonte
IBOV	Cotações mensais do Índice BOVESPA (em pontos)	jan/1999 até Dez/2012	Economática
TXC_R $= \frac{\mathcal{E}P^*}{P}$	Taxa de câmbio real mensal (real/dólar); $\mathcal{E}$ é a taxa de câmbio nominal; $P^*$ é o IPC dos EUA; $P$ é o IPC Brasil.	jan/1999 até Dez/2012	Banco Central;
TXC_N	taxa de câmbio nominal mensal: R\$/US\$	jan/1999 até Dez/2012	Economática
SP500	Cotações mensais do Índice S&P500 (pontos)	jan/1999 até Dez/2012	Economática

### 3.2 Métodos econométricos:

Para medir a volatilidade foram utilizados modelos auto-regressivos com heteroscedasticidade condicional (ARCH) e GARCH (*Generalized ARCH*). Segundo Moretin e Tolo (2004), a ideia básica é que o termo de erro ( $X_t$ ) para uma equação autoregressiva de  $Y_t$  é não-correlacionado serialmente, porém a volatilidade (variância condicional) depende de retornos passados por meio de uma função quadrática. Um modelo ARCH (p, r) pode ser dado por:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_r Y_{t-r} + X_t \quad (1)$$

$$X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \dots + \alpha_r X_{t-r}^2 \quad (3)$$

em que,  $h_t$  é a variância condicional;  $\varepsilon_t$  é uma sequência de variáveis independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) com média zero e variância igual um (0,1);  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\alpha_i$  é o coeficiente dos componentes auto-regressivos.

Considerando um modelo auto-regressivo com aquele estimado na equação 1, a variância condicional em um modelo GARCH (r,s) pode ser dada por:

$$X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (4)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i X_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j h_{t-j} \quad (5)$$

Em que,  $\beta_j$  representa o parâmetro do componente auto-regressivo da volatilidade e  $\varepsilon_t$  é uma sequência de variáveis independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) com média zero e variância um (0,1).

Em seguida, depois dos modelos de volatilidade terem sido estimados, foram realizados os testes de VAR e VEC. O primeiro passo para testar a relação entre duas séries é verificar se estas séries são estacionárias. De acordo com Enders (1994), se uma série é estacionária, a média, variância e autocorrelação podem usualmente ser bem aproximadas por um longo período de tempo. A equação seis a seguir é um modelo auto-regressivo de primeira ordem. Se o coeficiente  $y_{t-1}$  for igual a 1, então tem-se um problema de raiz unitária, ou não estacionariedade da série.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Uma série temporal que tenha uma raiz unitária é conhecida como uma série temporal de passeio aleatório. E um caminho aleatório é um exemplo de série temporal não estacionária. Sob a hipótese nula do teste de raiz unitária,  $\rho=1$ , a estatística t é conhecida como estatística  $\tau$  (*tau*), cujos valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller com base em simulações de Monte Carlo. Por essa razão, o teste  $\tau$  é conhecido como teste de Dickey-Fuller (DF). Matematicamente, pode-se representar o teste DF como:

$$\Delta y = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Em que,  $\theta = \rho - 1$ .

Para testar a hipótese nula, foram usados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron. O teste ADF é uma versão estendida do teste DF, em que a equação sete é aumentada com defasagens adicionais. A inclusão de variáveis defasadas tem o objetivo de retirar qualquer correlação serial de  $e_t$ . Uma equação do teste ADF é do tipo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Onde  $m$  indica o número de defasagens necessárias para tornar o ruído bem comportado (*White Noise*).

O Teste de Phillips-Perron (PP) verifica se uma variável tem uma raiz unitária. A hipótese nula é que a variável contém uma raiz unitária e a hipótese alternativa significa que a variável foi gerada por um processo estacionário. Além disso, o teste Phillips-Perron apresenta melhores resultados quando se suspeita que existam quebras estruturais. Quando os testes ADF e Phillips-Perron apresentaram resultados contrários, um terceiro teste (KPSS - Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin) foi realizado.

O passo seguinte consiste em realizar um teste de cointegração de Johansen. O teste de Johansen permite verificar se a combinação linear entre duas variáveis não-estacionárias (de caminho aleatório) pode ser estacionária. Apesar de duas variáveis serem não-estacionárias, a combinação entre elas pode resultar em um processo estacionário. Em outras palavras, outro mercado pode conter informações úteis para prever o comportamento de determinada ação. O modelo de Johansen usa o procedimento de *maximum likelihood* para determinar a presença de vetores cointegrantes em séries temporais não estacionárias e pode ser dado por:

$$\Delta Z_t = C + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + r Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Em que,  $Z_t$  é um Vetor de dimensões  $[p \times 1]$  de índices na data  $t$ ;  $r$  é uma matriz  $p \times p$  de parâmetros;  $C$  é um vetor de dimensões  $[p \times 1]$  de interceptos;  $p$  é o número de elementos do vetor, correspondendo ao número de séries analisadas.

Johansen e Juselius (1990) especificam dois testes estatísticos para testar o número de vetores cointegrantes. O primeiro teste estatístico para a hipótese nula de exatamente  $r$  vetores cointegrantes contra a hipótese alternativa de  $r+1$  vetores é a estatística *eigenvalue*. A segunda estatística para a hipótese nula de no máximo  $r$  vetores cointegrantes contra a hipótese alternativa de  $r+1$  vetores é a estatística traço.

Se as séries não forem cointegradas, é estimado um Vetor Auto Regressivo (VAR). Um VAR é um sistema de equações lineares dinâmicas, em que cada variável endógena é escrita como uma combinação linear de suas defasagens e de defasagens das variáveis endógenas de outras equações. Quando todas as variáveis, que pertencem ao sistema, possuem o mesmo número de defasagens, estas determinam a ordem do modelo, que, genericamente é representado por  $\text{Var}(p)$ . O número de defasagens é determinado pelos critérios de Akaike e de Schwarz.

A estimação do VAR envolve algumas limitações que devem ser observadas: (i) quanto maior o número de parâmetros, maior deve ser o tamanho da amostra, sendo que a escolha da defasagem é um ponto importante na estimação do modelo; (ii) se as variáveis não forem estacionárias, devem ser transformadas.

Se as séries forem cointegradas, é estimado um Vetor com correções de erros (VEC). O modelo VEC é um VAR (Vetor Auto Regressivo) restrito designado para uso com séries temporais não estacionárias e cointegradas. O termo de cointegração é conhecido como termo de correção de erro, pois o desvio do equilíbrio de longo prazo é corrigido gradativamente por uma série de parciais ajustes de curto prazo. Um VEC pode ser dado por:

$$IBOV_t = \sum_{i=1}^m \beta_i IBOV_{t-i} + \sum_{j=1}^m \alpha_j TXC_{t-j} + \sum_{k=1}^m \delta_k SP500_{t-k} + \phi Z_{t-i} + u_{1t} \quad (10)^1$$

$$TXC_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i TXC_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j IBOV_{t-j} + \sum_{k=1}^m \beta_k SP500_{t-k} + \phi Z_{t-1} + u_{2t} \quad (11)$$

<sup>1</sup> A variável TXC pode não ser a mesma dependendo do modelo. Para os modelos 1 e 2 ela é a taxa de câmbio Real (TXC\_R). Para os modelos 3 a 6 a variável é a taxa de câmbio nominal (TXC\_N).

$$SP500_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i SP500_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j IBOV_{t-j} + \sum_{k=1}^m \beta_k TXC_{t-k} + \phi Z_{t-1} + u_{3t} \quad (12)$$

Onde,  $Z_{t-1}$  é o termo de correção de erro obtido da equação de cointegração, i, j e k são as defasagens.

Em seguida são utilizadas duas técnicas para interpretação do VAR, a Análise de Decomposição de Variância (ADV) e a Função de Resposta ao Impulso (FRI). A decomposição da Variância informa que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena durante certo período de tempo. A Função de Resposta ao Impulso determina a resposta da variável dependente no sistema VAR aos choques nos termos de erros por vários períodos futuros, com o objetivo de verificar como a variável endógena se reage a estes choques.

#### 4. Análise dos Resultados

A presente seção apresenta os principais resultados dos testes de estacionariedade, cointegração e Vetores Auto Regressivos referentes aos dados mensais para o índice de ações brasileiro (Ibovespa), taxa de câmbio real e nominal e para o índice de ações americano (S&P 500), Além de calcular a volatilidade de cada variável e observar as relações entre elas. O principal objetivo é investigar a relação existente entre os mercados acionário e cambial. Os testes foram divididos em seis modelos:

**Quadro2: Modelos do Ensaio**

Modelos	Variáveis	Período
Modelo 1	TXC_R (Taxa de Câmbio Real) IBOV (Índice Bovespa) SP500 (Índice S&P 500)	Período total da amostra
Modelo 2	TXC_R (Taxa de Câmbio Real) IBOV (Índice Bovespa) SP500 (Índice S&P 500)	Período pós-crise <i>Subprime</i>
Modelo 3	TXC_N (Taxa de Câmbio Nominal) IBOV (Índice Bovespa) SP500 (Índice S&P 500)	Período total da amostra
Modelo 4	TXC_N (Taxa de Câmbio Nominal) IBOV (Índice Bovespa) SP500 (Índice S&P 500)	Período pós-crise <i>Subprime</i>
Modelo 5	Volat_TXC_N (Volatilidade da Taxa de Câmbio Nominal) Volat_IBOV (Volatilidade do Índice Bovespa) Volat_SP500 (Volatilidade Índice S&P 500)	Período total da amostra
Modelo 6	Volat_TXC_N (Volatilidade da Taxa de Câmbio Nominal) Volat_IBOV (Volatilidade do Índice Bovespa) Volat_SP500 (Volatilidade do Índice S&P 500)	Período pós-crise <i>Subprime</i>

##### 4.1 Testando a relação entre as variáveis taxa de câmbio e Ibovespa

O primeiro passo para testar as relações entre câmbio e ações, é testar se as séries são estacionárias. O procedimento utilizado para testar a estacionariedade das séries consiste primeiramente em aplicar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em nível com tendência e Constante. Se a tendência não for estatisticamente significativa, o teste é refeito apenas com a constante. Se a constante não for significativa o teste é refeito sem constante e tendência. Observa-se então a significância estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado. Em caso de significância estatística de pelo menos 5%, rejeita-se a hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária. Por outro lado, se não houver significância estatística, o teste é refeito em

primeira diferença. O mesmo procedimento é feito para o teste Phillips-Perron. Os testes de raiz unitária são apresentados a seguir.

Os resultados dos testes de raiz unitária para os dados mensais, tanto para o período completo, quanto para o período de crise (09/2008 à 12/2012), são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integrados de ordem 1, I(1), tanto para os testes Dickey-Fuller Aumentado quanto para os testes de Phillips-Perron. Além disso, os testes apresentaram significância menor que 1% e foram estimados sem tendência e sem constante, conforme mostrado na tabela 1.

**Tabela 1: Testes de Raiz Unitária (ADF e PP)**

Período Total					
	ADF	C e T	PP	C e T	Estacionariedade
dln_ibov	-10.82679 (0.0000)	-	-10.80385 (0.0000)	-	Estacionária
dln_TXC_R	-10.65134 (0.0000)	-	-10.71787 (0.0000)	-	Estacionária
dln_TXC_N	-7.738479 0.0000	-	-13.45681 0.0000	-	Estacionária
dln_sp500	-11.38217 (0.0000)	-	-11.45271 (0.0000)	-	Estacionária
Mesmas variáveis para o período de crise					
dln_ibov	-5.605485 (0.0000)	-	-5.600505 (0.0000)	-	Estacionária
dln_TXC_R	-4.714220 (0.0000)	-	-4.714220 (0.0000)	-	Estacionária
dln_TXC_N	-6.220038 (0.0000)	-	-6.244926 (0.0000)	-	Estacionária
dln_sp500	-5.842727 (0.0000)	-	-5.803902 (0.0000)	-	Estacionária

Notas: P-value entre parênteses; dln significa Primeira Diferença do Logaritmo Natural;; C e T indicam a presença de Constate e Tendência respectivamente.

Para estabelecer se mudanças na taxa de câmbio determinam mudanças nos preços de ações, ou se mudanças nos preços das ações influenciam movimentos na taxa de câmbio, ou ainda se a mudança ocorre nas duas direções ou se não há relação, foram realizados Vetores Auto Regressivos (VAR) ou Vetor com Correção de Erros (VEC) quando as séries apresentaram vetores cointegrantes. Para determinar a número de defasagens do VAR foi realizado um teste de determinação de defasagens, apresentado na tabela 2. Os resultados deste teste indicam que os modelos 1, 2 e 3 devem ser estimados com uma defasagem, enquanto o modelo 4 apresentou número de defasagens igual a dois.

**Tabela 2: Determinação do Número das Defasagens do VAR**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
n° defas.	1	1	1	2
LR	55.53306*	23.32325*	20.29845*	18.40927*
FPE	5.84e-09*	4.48e-09*	1.02e-08*	7.30e-09*
AIC	-10.44455*	-10.71133*	-9.888622*	-10.22613*
SC	-10.21488*	-1.026.104	-9.663659	-9.438.124
HQ	-10.35130*	-10.53870*	-9.797308	-9.924.024

Notas: LR: sequencial modificado LR teste estatístico (nível de 5%); FPE: previsão de Erro Final; AIC: Critério de Informação Akaike; SC: Critério de Informação Schwarz; HQ: Critério de Informação Hannan-Quinn

A tabela três a seguir, apresenta o teste de cointegração com o número de vetores cointegrantes para os modelos 1 a 4. Os testes apresentam 1 vetor cointegrante para os modelos 2 e 4 e nenhum vetor para os modelos 1 e 3. Portanto, foram desenvolvidos VECs tanto para o

modelo 2 (com uma defasagem) quanto para o 4 (com duas defasagens), e VAR para os modelos 1 e 3, ambos com 1 defasagem.

**Tabela 3: Teste de Cointegração – Modelos 1, 2, 3 e 4**

<b>Modelo 1 (Amostra Total)</b>							
Hipótese		Estadística do	0.05		estatística	0.05	
No. of CE(s)	Autovalor	Traço	Valor Crítico	Prob.**	Máximo autovalor	Valor Crítico	Prob.**
None	0.056041	21.87407	35.19275	0.6040	9.573655	22.29962	0.8668
At most 1	0.044239	12.30042	20.26184	0.4223	7.511118	15.89210	0.6069
At most 2	0.028439	4.789298	9.164546	0.3073	4.789298	9.164546	0.3073
<b>Modelo 2 (Período de crise)</b>							
None *	0.527442	57.77458	42.91525	0.0009	38.97893	25.82321	0.0005
At most 1	0.265073	18.79564	25.87211	0.2930	16.01521	19.38704	0.1446
At most 2	0.052066	2.780435	12.51798	0.9015	2.780435	12.51798	0.9015
<b>Modelo 3 (Amostra Total)</b>							
None	0.038051	14.00473	29.79707	0.8404	6.439762	21.13162	0.9725
At most 1	0.025789	7.564971	15.49471	0.5130	4.337129	14.26460	0.8222
At most 2	0.019257	3.227841	3.841466	0.0724	3.227841	3.841466	0.0724
<b>Modelo 4 (Período de crise)</b>							
None *	0.439913	44.36902	42.91525	0.0355	30.14244	25.82321	0.0126
At most 1	0.196791	14.22658	25.87211	0.6389	11.39533	19.38704	0.4734
At most 2	0.052991	2.831250	12.51798	0.8959	2.831250	12.51798	0.8959

Nota: O teste do Traço indica 1 vetor cointegrante ao nível 1% para o modelo 2 e de 5% para o modelo 4; teste Máximo autovalor indica 1 vetor cointegrante ao nível 1% para o modelo 2 e de 5% para o modelo 4; Os Modelos 1 e 3 não apresentaram vetores cointegrantes em nenhum dos testes; \* denota rejeição das hipóteses ao nível de 5%.

A seguir, na tabela 4, são apresentados os VECs para os modelos 2 e 4 (período de crise). A ordem das variáveis foi determinada pelo teste de exogeneidade e causalidade de Granger e Block. A primeira parte da tabela refere-se ao vetor de longo prazo, enquanto a segunda parte refere-se a matriz de ajustamento. Os resultados do modelo dois, em que a taxa de câmbio real é levada em conta, mostram uma relação de longo prazo estatisticamente significativa tanto de sp500 para TXC\_R (câmbio real) quanto de Ibov para TXC\_R. Uma das variáveis de interesse, Ibov (além da taxa de câmbio), apresentou uma relação positiva mostrando que um aumento na capitalização do Ibovespa leva a uma queda (apreciação) da taxa de câmbio. Analisando o modelo quatro, em que a taxa de câmbio real é substituída pela taxa de câmbio nominal, os resultados se repetem porém com uma significância estatística menor para SP e maior para Ibov. Os sinais também foram os mesmos, o que mostra que a relação entre preços de ações e taxa de câmbio não depende de se o câmbio é nominal ou real, além disso, a interpretação é a mesma e os resultados dos dois modelos só comprovam a robustez dos dois VECs. No curto prazo todas as variáveis apresentam significância estatística mostrando que as três caminham juntas.

**Tabela 4: Estimativa de vetor de Correção de Erros (VEC) - Modelos 2 e 4**

<b>Modelo 2 (Período de Crise)</b>		<b>Modelo 4 (Período de Crise)</b>	
Equação		Equação	
Cointegrante:	Equação 1	Cointegrante:	Equação 2
LN_TXC_R(-1)	1.000000	LN_TXC_N(-1)	1.000000
LN_SP500(-1)	-14.32803 (2.10462) [-6.80790]	LN_SP500(-1)	-6.618437 (1.25782) [-5.26183]
LN_IBOV(-1)	2.799223 (1.23635) [ 2.26410]	LN_IBOV(-1)	2.072897 (0.63761) [ 3.25107]

@TREND(99M01)	0.120710 (0.01821) [ 6.62877]	@TREND(99M01)	0.054022 (0.01016) [ 5.31641]			
C	48.93083	C	15.67361			
Correção de erro:	D(LN_TXC_R)	D(LN_SP)	D(LN_IBOV)	D(LN_TXC_N)	D(LN_SP)	D(LN_IBOV)
Eq. cointegrante 1	-0.019338 (0.00417) [-4.63307]	0.036454 (0.00578) [ 6.31115]	0.046016 (0.00708) [ 6.50156]	-0.063421 (0.01489) [-4.25932]	0.081454 (0.01463) [ 5.56760]	0.089787 (0.01852) [ 4.84877]

Notas: Erro padrão em ( ); Estatística t em [ ].

Em seguida desenvolveu-se a Análise de Decomposição de Variância da taxa de câmbio real (TXC\_R) e do IBOVESPA (Ibov), em primeira diferença, para o período completo e para o período de crise. Seguindo o interesse deste estudo, aqui é apresentada apenas a decomposição de variância da taxa de câmbio e do Ibovespa. Acrescenta-se ainda que a ordem das variáveis partiu da menos exógena (maior qui-quadrado). Os resultados da Análise de Decomposição de Variância são apresentados na tabela 5. Pode-se notar, que o Ibovespa explica apenas 9,7% da variância da taxa de câmbio real (Modelo 1) no décimo mês para o período total enquanto 81,82% da variância é explicado pelo próprio câmbio. Para o período de crise (Modelo 2), o Ibovespa explica 5,93% da variância do câmbio real e 89,34% é explicado pela própria taxa de câmbio. Quanto a explicação das mudanças no IBOVESPA, a taxa de câmbio (dólar\_r) explica 20,54% da variância no período total (Modelo 1) e 47,09% é explicado pelo próprio Ibovespa. No período de crise (Modelo 2), os resultados indicam que movimentos na taxa de câmbio explicam 50,69% da variância do IBOV no décimo mês, enquanto 26,65 é explicado pelo próprio IBOV.

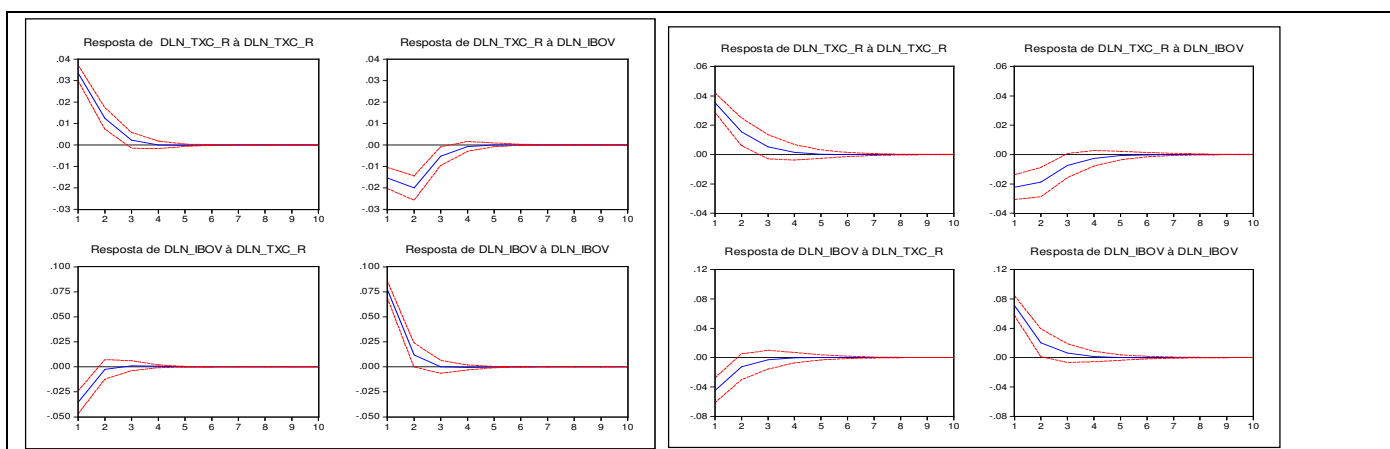
**Tabela 5: Decomposição de variância – Modelo 1, 2, 3 e 4<sup>2</sup>**

Decomposição de Variância de DLN_TXC_R (Taxa de câmbio Real)								
Modelo 1 ( amostra total)				Modelo 2 ( Período de Crise)				
Period	S.E.	DLN_TXC_R	DLN_SP500	DLN_IBOV	S.E.	DLN_TXC_R	DLN_SP	DLN_IBOV
1	0.033588	100.0000	0.000000	0.000000	0.036245	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.039675	81.82263	8.481549	9.695818	0.042603	89.35076	4.718212	5.931028
10	0.039675	81.82253	8.481609	9.695864	0.042604	89.34835	4.718272	5.933383
Decomposição de Variância de DLN_IBOV (Taxa de câmbio Real)								
Period	S.E.	DLN_TXC_R	DLN_SP500	DLN_IBOV	S.E.	DLN_TXC_R	DLN_SP	DLN_IBOV
1	0.077470	20.97166	32.76266	46.26568	0.070179	49.92486	24.60530	25.46984
5	0.078521	20.54337	32.36213	47.09449	0.073300	50.68774	22.66118	26.65108
10	0.078521	20.54337	32.36213	47.09450	0.073300	50.68756	22.66125	26.65119
Decomposição de Variância de DLN_TXC_N (Taxa de câmbio Nominal)								
Modelo 3 ( amostra total)				Modelo 4 ( Período de Crise)				
Period	S.E.	DLN_TXC_N	DLN_SP500	DLN_IBOV	S.E.	DLN_TXC_N	DLN_SP	DLN_IBOV
1	0.051047	100.0000	0.000000	0.000000	0.049833	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.053309	91.87386	2.049447	6.076691	0.054625	85.48960	4.219868	10.29054
10	0.053309	91.87386	2.049447	6.076691	0.054827	85.35930	4.298513	10.34219
Decomposição de Variância de DLN_IBOV (Taxa de câmbio Nominal)								
Period	S.E.	DLN_TXC_N	DLN_SP500	DLN_IBOV	S.E.	DLN_TXC_N	DLN_SP	DLN_IBOV
1	0.076728	38.56461	19.44808	41.98732	0.064595	52.82623	15.98271	31.19106
5	0.078541	36.84471	19.59264	43.56264	0.074572	42.73017	21.62055	35.64928
10	0.078541	36.84471	19.59264	43.56264	0.074910	42.85760	21.55778	35.58462

Nota: Ordenação de Cholesky; DLN, o D significa 1ª diferença e o LN significa Logaritmo Natural.

<sup>2</sup> A decomposição de Variância da variável DLN\_SP500 não foi apresentada na tabela porque não é a variável de interesse do estudo.

Ainda na tabela 5, pode-se observar a Decomposição de Variância dos modelos 3 e 4, aqueles que substituem a taxa de câmbio real pela nominal. Pode-se notar, que o Ibovespa explica apenas 6,08% da variância da taxa de câmbio nominal (modelo 2), enquanto 91,87% é explicado pela própria taxa de câmbio. Para o período de crise (Modelo 4), o Ibovespa explica 10,34% da variância do câmbio nominal e 85,36% é explicado pela própria taxa de câmbio. Quanto a explicação das mudanças no IBOVESPA, a taxa de câmbio nominal (TXC\_N) explica 36,84% da variância no período total (Modelo 3) e 43,56% é explicado pelo próprio Ibovespa. No período de crise (Modelo 4), os resultados indicam que movimentos na taxa de câmbio explicam 42,85% da variância do IBOV no décimo mês, enquanto 35,58 é explicado pelo próprio IBOV. Nota-se, em todos os modelos, que a taxa de câmbio afeta os preços das ações, principalmente em períodos de crise, e não o contrário. Porém, percebe-se um efeito maior no décimo mês para o período de crise quando se trabalha com câmbio real (50,68%) em vez de nominal (42,85%).



**Figura 1: Função Impulso Resposta – Modelo 1 (esq.) e Função Impulso Resposta – Modelo 2<sup>3</sup> (dir.)**

Por fim derivou-se a Função Impulso-Resposta Generalizada (GFIR) da taxa de câmbio e do IBOVESPA dos quatro modelos. A figura 1, quadro esquerdo, acima apresenta a resposta da taxa de câmbio real frente a um choque de um desvio padrão na variável IBOV e a resposta da taxa do IBOV frente a um choque de um desvio padrão na variável TXC\_R. Como se pode observar o comportamento da taxa de câmbio frente a um choque de um desvio padrão na variável IBOV é de um decréscimo (apreciação) até o segundo mês, quando começa a se elevar (depreciar) retomando sua trajetória de equilíbrio até o quarto mês. Quanto a resposta do Ibov frente a um choque de um desvio padrão na variável TXC\_R pode-se observar um crescimento do Ibovespa até o segundo mês quando se dissipa totalmente, mantendo-se estável.

Analisando o gráfico da Função Impulso Resposta para o período de crise (figura 1, quadro da direita), pode-se observar que o movimento da taxa de câmbio frente a um choque de um desvio padrão na variável IBOV é de elevação gradual (depreciação) até aproximadamente o quinto mês quando retoma sua trajetória de equilíbrio. Quanto ao comportamento do Ibov frente a um choque de um desvio padrão na variável TXC\_R, pode-se observar ainda, uma tendência de elevação do Ibovespa em direção ao equilíbrio se estabilizando no terceiro mês.

Em seguida, a figura 2, quadro da esquerda, apresenta a resposta da taxa de câmbio nominal frente a um choque de um desvio padrão na variável IBOV e a resposta da taxa do

<sup>3</sup> A Função Impulso Resposta Generalizada da variável DLN\_SP500 não foi apresentada na figura porque não é a variável de interesse do estudo.



IBOV frente a um choque de um desvio padrão na variável TXC\_N. Pode-se observar que a taxa de câmbio nominal apresenta um crescimento (depreciação) até o terceiro mês frente a um desvio padrão do Ibovespa, a partir daí apresenta uma tendência de retorno ao equilíbrio. Já o Ibovespa responde ao impulso de um desvio padrão do TXC\_N elevando-se até o segundo mês quando volta ao seu nível de equilíbrio.

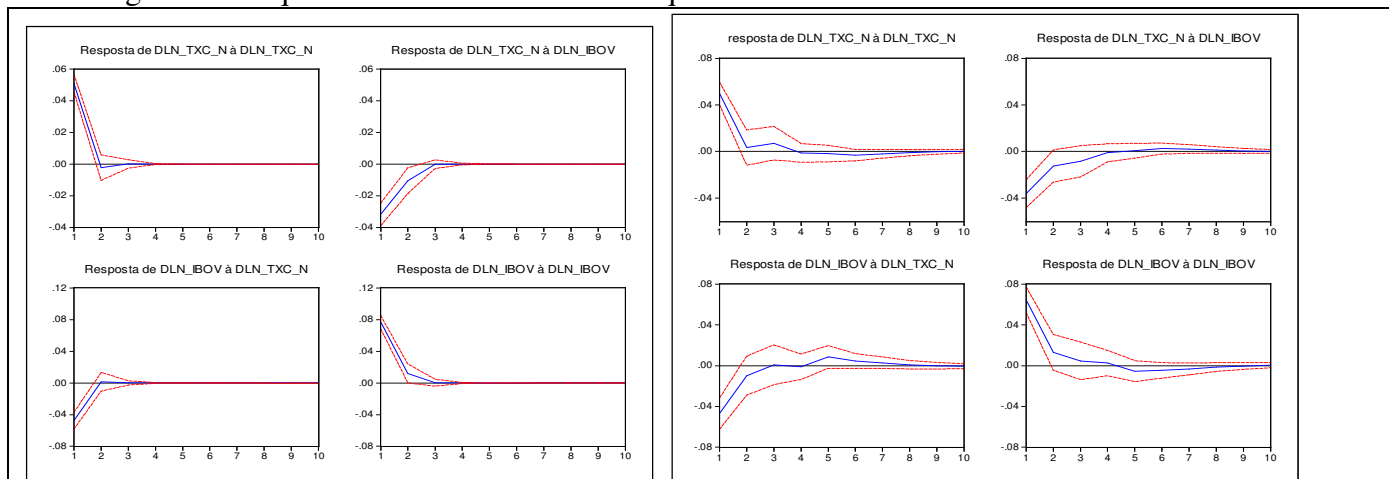


Figura 2: Função Impulso Resposta – Modelo 3 (esq.) e Função Impulso Resposta – Modelo 4 (dir.)

Ainda na figura 2, quadro da direita, foi apresentada a Função Impulso Resposta do modelo 4 (período de crise). Nota-se que a taxa de câmbio nominal apresenta uma elevação (depreciação) até o quarto mês retomando sua trajetória de equilíbrio a partir daí. O Ibovespa apresenta uma elevação até o terceiro mês, fica estável por um mês, depois se eleva novamente do quarto até o oitavo mês, quando então volta a sua trajetória de equilíbrio.

Pode-se observar na mesma figura (modelos do período de crise), que os efeitos de um desvio em qualquer das variáveis é mais duradouro, ou seja, demora mais a retomar sua trajetória de equilíbrio, do que em períodos normais. Além disso, nota-se que os efeitos sobre o Ibovespa após um choque na taxa de câmbio, seja ela real ou nominal, é sempre maior do que o efeito sobre a taxa de câmbio, corroborando os achados na Análise de decomposição de variância.

## 4.2 Testando as relações de volatilidade cambial e acionária

Neste tópico foram feitos testes para verificar a relação entre a volatilidade dos preços das ações e a volatilidade da taxa de câmbio. O procedimento consistiu em estimar as volatilidades com dados diários, gerar a série de variância condicional e calcular a média mensal para só então testar a relação. O motivo de utilizar dados diários e depois transformar em mensais é que quanto mais dados tiver para estimar a volatilidade, melhor. Além disso, a volatilidade foi estimada com todas as séries em log da primeira diferença. A seguir é apresentado, na figura 3, o gráfico da volatilidade mensal para a amostra completa para as variáveis: (i) Ibov que apresentou um MA(2) ARCH(01); (ii) TXC\_N que apresentou um AR(1) ARCH(01); (iii) e SP500 que apresentou um AR(01) ARCH(01).

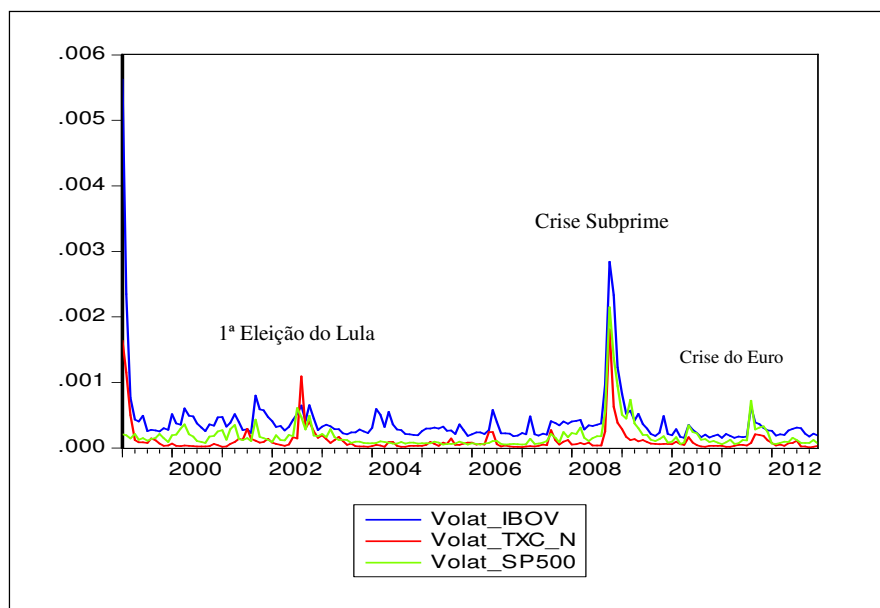


Figura 3: Gráfico de volatilidade mensal – Amostra Total

Nota-se, no gráfico, que os principais picos de volatilidade ocorrem no início da série, que é o início do ano de 1999 quando o real passou a ser flutuante. Depois em 2002 quando ocorreu a sucessão presidencial e havia incerteza quanto ao novo Presidente (Lula). Em seguida, em 2008 caracterizado pela ocorrência da crise *Subprime*, e por fim, um menor pico no ano de 2011 próximo a 2012 representando a crise do Euro.

A partir do procedimento para o cálculo da volatilidade mensal foram feitos testes de estacionariedade das séries. Deve-se destacar que nesta etapa do trabalho em que a volatilidade das séries é testada, a taxa de câmbio nominal é utilizada em vez da taxa de câmbio real. O motivo é a não disponibilidade de dados diários da taxa de câmbio real. Como foi calculada a volatilidade diária para só depois transformá-la em mensal apresenta-se aqui os testes mensais (tabela 6), de raiz unitária. Os procedimentos para realização dos testes de raiz unitária foram os mesmos descritos na primeira etapa quando se descreveu os testes realizados na tabela 1. Como pode ser observado na tabela 6 todas as variáveis são estacionárias em nível, tanto para a amostra total (modelo 5) quanto para o período de crise (modelo 6).

Tabela 6: Testes de Raiz Unitária para séries volatilidade (Mês) – Modelos 5 e 6

Período total					
	ADF	C e T	PP	C e T	Estacionariedade
Volat_IBOV	-21.03150 (0.0000)	-	-17.03895 (0.0000)	C	Em Nível
Volat_TXC_N	-14.01683 (0.0000)	C	-13.44615 (0.0000)	C	Em Nível
Volat_SP500	-5.581208 (0.0000)	C	-5.540572 (0.0000)	C	Em Nível
período de crise					
Volat_IBOV	-3.728704 (0.0062)	C	-3.816519 (0.0048)	C	Em Nível
Volat_TXC_N	-3.904509 (0.0038)	C	-4.902928 (0.0002)	C	Em Nível
Volat_SP500	-3.488888 (0.0120)	C	-3.499849 (0.0116)	C	Em Nível

Notas: P-value entre parênteses; Ln significa Logaritmo Natural; C e T indicam a presença de Constate e Tendência respectivamente. O teste KPSS só seria realizado quando houvesse conflito entre os testes ADF e PP, como não houve o teste não foi realizado.

A partir deste ponto passa-se a trabalhar apenas com os dados mensais. Como todas as variáveis são estacionárias foram estimados Vetores Auto Regressivos (VARs) com as

variáveis em nível. A primeira etapa da estimativa consistiu em verificar o número de defasagens do VAR. Como se pode observar na tabela 7, tanto para o modelo 5 quanto para o modelo 6 o VAR deve ser estimado com duas defasagens.

**Tabela 7: Determinação do Número das Defasagens do VAR - Modelos 5 e 6**

Amostra Total – Modelo 5				
Defasagem	1	2	3	4
LR	1.503.045	1.827.285	1.202.876	<b>18.46100*</b>
FPE	2.51e-26	<b>2.49e-26*</b>	2.57e-26	2.54e-26
AIC	-5.043.354	<b>-50.44017*</b>	-5.040.852	-5.042.103
SC	<b>-50.20672*</b>	-5.004.324	-4.984.148	-4.968.386
HQ	<b>-50.34146*</b>	-5.027.903	-5.017.832	-5.012.177
Período de Crise – Modelo 6				
Defasagem	1	2	3	4
LR	62.79169	<b>24.04395*</b>	10.87054	14.01942
FPE	1.40e-24	<b>1.16e-24*</b>	1.28e-24	1.29e-24
AIC	-4.641.371	<b>-46.60187*</b>	-4.651.454	-4.652.786
SC	<b>-45.96343*</b>	<b>-4.581.387</b>	-4.538.882	-4.506.442
HQ	-4.624.108	<b>-46.29977*</b>	-4.608.296	-4.596.681

Notas: \* indica a seleção da ordem de defasagem por critério

LR: Teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%); FPE: Erro de Predição Final; AIC: Critério de Informação de Akaike; SC: Critério de Informação de Schwarz; HQ: Critério de Informação de Hannan-Quinn.

A seguir são apresentados os resultados da estimativa da relação entre a volatilidade da taxa de câmbio e dos preços das ações por meio da Análise de Decomposição de Variância (Tabela 8) e da Função Impulso Resposta (figuras 4) para amostra completa e para o período de crise.

**Tabela 8: Análise de Decomposição de Variância – modelos 5 e 6**

Decomposição da variância da volatilidade da TXC_N: Amostra Total				Decomposição de Variância da volatilidade TXC_N Período Crise		
Period	Volat_ TXC_N	Volat_ SP500	Volat_ IBOV	Volat_ TXC_N	Volat_ SP500	Volat_ IBOV
1	100.0000	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
5	90.85168	8.702215	0.446105	62.65188	9.870130	27.47799
10	90.81464	8.731285	0.454070	61.51619	10.05103	28.43278
Decomposição da variância da volatilidade do IBOV: Amostra Total				Decomposição da variância da volatilidade do IBOV: Período de Crise		
Period	Volat_ TXC_N	Volat_ SP500	Volat_ IBOV	Volat_ TXC_N	Volat_ SP500	Volat_ IBOV
1	55.97963	24.94751	19.07286	88.56409	5.771737	5.664173
5	53.10456	30.52013	16.37531	53.47403	12.35201	34.17395
10	53.09762	30.53096	16.37143	52.62005	12.33468	35.04528

Nota: Cholesky Ordering: TXC\_N SP IBOV

A Análise de Decomposição da Variância mostra que para a **amostra total**, 90,81% do movimento da volatilidade taxa de câmbio nominal (TXC\_N) é explicado pela própria taxa de câmbio no décimo mês, isso significa que ela é altamente endógena. Já os movimentos da volatilidade do Ibovespa (IBOV) são explicados pelo TXC\_N (53,10%), pelo SP (S&P500) 30,56%, e pelo próprio Ibov (16,37%).

Analisando agora o **período de crise**, nota-se que, 61,52% do movimento da taxa de câmbio nominal (TXC\_N) é explicado pela própria taxa de câmbio no décimo mês e 28,43% é explicado pelos movimentos do Ibovespa. Já os movimentos do Ibovespa (IBOV) são explicados pela TXC\_N (52,62%), pelo SP (S&P500) 12,33%, e pelo próprio Ibov (35,04%).

Analisando a Função Impulso Resposta da **amostra total** pode-se observar que o movimento do dólar é praticamente nulo em relação ao choque de um desvio padrão na

volatilidade do Ibov. Há apenas um pequeno movimento positivo entre o segundo e o quarto mês que se dissipa rapidamente. Já o movimento do Ibov em relação ao choque de um desvio padrão na volatilidade do TXC\_N mostra um comportamento um pouco diferente. Há uma queda gradativa até o sétimo mês até atingir o equilíbrio no décimo mês.

Analisando agora o período de crise, a mudança do TXC\_N em relação ao choque de um desvio padrão na volatilidade do Ibov já não é insignificante. Há uma queda a partir do primeiro mês que só se estabiliza a partir do quarto mês. Já o movimento no Ibov em relação ao choque de um desvio padrão na volatilidade do TXC\_N é mais forte do que aquele observado em período normal. Há uma queda a partir do primeiro mês, chegando a ficar negativo no terceiro mês e só se estabilizando a partir do quinto mês.

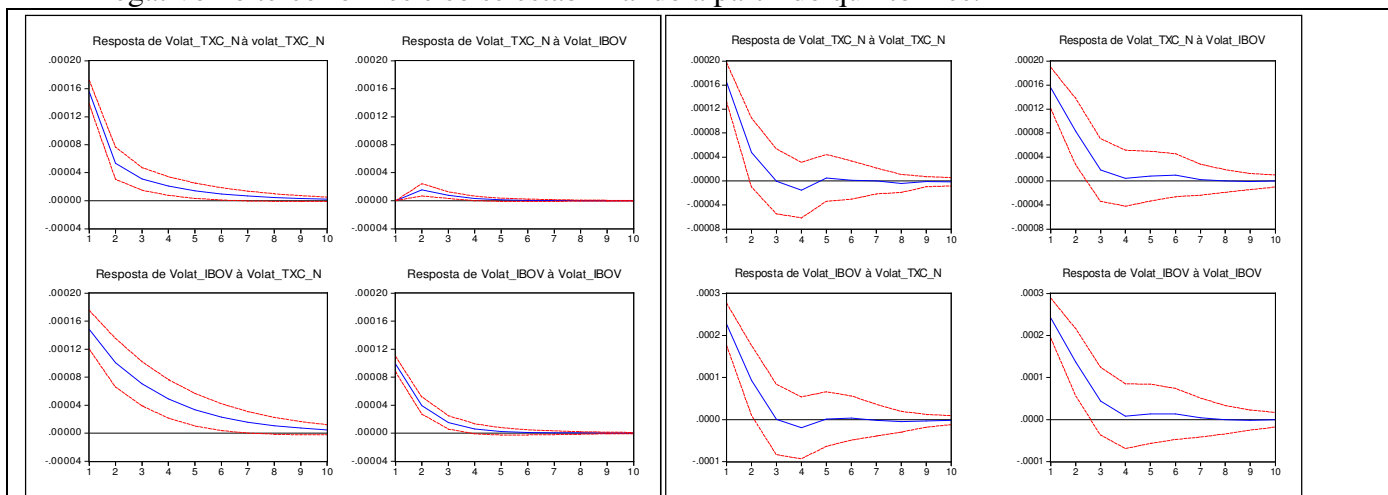


Figura 2: Função Impulso Resposta – Modelo 5 (Amostra total) e Função Impulso Resposta – Modelo 6 (período de crise)

Os resultados da Análise de Decomposição de Variância e da Função Impulso Resposta indicam que o período de crise acentua a volatilidade da taxa de câmbio e do Ibovespa bem como acentua a relação que ocorre entre as duas variáveis que é maior neste período. Além disso, pode-se notar a partir dos resultados que o movimento dos preços do Ibovespa é mais afetado pelo movimento da taxa de câmbio do que o contrário. A taxa de câmbio nominal mostrou que depende mais dela própria do que dos movimentos do mercado de ações.

Relacionando os resultados encontrados com as abordagens teóricas, observa-se que os modelos 1 e 2 corroboram a abordagem tradicional, em que mudanças na taxa de câmbio provocam mudanças nos preços das ações, rejeitando a abordagem de *Portfólio*. Nota-se ainda que a relação foi positiva, isto é, uma elevação (depreciação) da taxa de câmbio real leva a um aumento de preços do índice Bovespa. Os mesmos resultados foram encontrados para os modelos 3 e 4 em que o câmbio real foi substituído pelo nominal. Nas análises em que as variáveis foram substituídas pelas suas volatilidades mais uma vez a abordagem tradicional prevaleceu. Porém, para o período de crise, foi encontrada uma relação bidirecional, ou seja, a volatilidade dos preços das ações afeta a volatilidade da taxa de câmbio nominal e a volatilidade da taxa de câmbio nominal afeta a volatilidade do Ibovespa (principalmente), corroborando as duas abordagens teóricas, a tradicional e a de *Portifólio*. A primeira relação foi negativa, com um aumento da volatilidade da Taxa de Câmbio real causando uma redução na volatilidade dos preços dos Ibovespa. A segunda relação também foi uma relação inversa, indicando que uma elevação na volatilidade do Ibovespa causa uma redução na volatilidade da taxa de câmbio real e que uma elevação na volatilidade da taxa de câmbio causa uma redução na volatilidade do Ibovespa.

Comparando os resultados encontrados com os estudos empíricos levantados, as análises dos modelos 1 e 2 contrariam os estudos empíricos de Hatemi-J e Irandoust (2002), Sheng e Shuh (2004), Phylaktis e Ravazzolo (2005), Daniel (2008), indicando que um aumento nos preços das ações leva a uma apreciação na taxa de câmbio. Além disso, a relação mostrou-se mais fraca para o período de crise, contrariando os resultados apontados por Lean et al (2005) para economias asiáticas. Por fim, contraria o que foi afirmado por Phylaktis e Ravazzolo (2005), que a relação encontrada entre preço de ações e taxa de câmbio pode ser devido a omissão de variável relevante que seria o mercado de ações americano. Considerando os modelos em que a volatilidade substitui as variáveis dos modelos 1 e 2, os resultados corroboram o estudo de Walid et al (2011) e Lin (2012) quando encontra que volatilidade torna-se mais alta em períodos de crise. Corrobora o estudo de Zhao (2010) quando encontra uma bi-direcional relação de volatilidade entre os dois mercados. Finalmente, contraria o estudo de Yang e Doong (2004) quando eles encontram que mudanças em taxa de câmbio têm menos impacto sobre mudanças futuras de preços de ações.

## 5. Considerações Finais

Neste estudo investigou-se a relação existente entre o mercado acionário brasileiro e o mercado cambial no período de 1999 a 2012. O objetivo do artigo foi verificar se mudanças na taxa de câmbio determinam mudanças nos preços de ações, corroborando a abordagem tradicional, ou se mudanças nos preços das ações influenciam movimentos na taxa de câmbio corroborando a abordagem de Portfólio. Para atingir este objetivo usaram-se tanto as variáveis taxa de câmbio e Ibovespa quanto a volatilidade destas variáveis, além de testar o efeito do desequilíbrio na relação das duas variáveis.

Os resultados utilizando as variáveis Ibov e TXC\_R (modelos 1 e 2) indicam que mudanças na taxa de câmbio são determinadas pela própria taxa de câmbio e que os preços das ações além de serem determinado pelo próprio mercado de ações são determinadas também pelo mercado de câmbio. Esta dependência que o mercado de ações sofre do mercado cambial ocorre principalmente no período de crise e quando se utiliza taxa de câmbio real em vez de nominal, em que 50,69% da mudança nos preços do Ibovespa são explicados pela taxa de câmbio real. Há uma relação unidirecional indo da taxa de câmbio para preços de ações (correlação positiva), confirmando a abordagem tradicional e indicando que uma elevação na taxa de câmbio (depreciação) provoca uma elevação nos preços das ações. Este achado é confirmado para o período de crise quando a magnitude do impacto diminui, contrariando os resultados apontados por Lean et al (2005) para economias asiáticas. Além disso, pode-se afirmar que o impacto sobre Ibovespa frente a um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio tem uma elevação gradual (depreciação) se estabilizando entre o terceiro e o quarto mês. Por fim, mesmo utilizando uma *proxy* para o mercado de ações mundial, a relação entre os dois mercados foi encontrada.

Porém, a relação pode ocorrer além das variáveis Ibov e TXC\_R. Pode ser que esta relação ocorra por meio da volatilidade destas variáveis em vez de uma simples relação entre as duas variáveis. Analisando as volatilidades das variáveis Ibov (mercado acionário) e TXC\_N (taxa de câmbio Nominal), modelos 5 e 6 os resultados encontrados são diferentes daqueles apresentados para os modelos 1 e 2. Nos modelos em que a volatilidade das variáveis foi utilizada foi encontrada uma relação significativa de taxa de câmbio para preços de ações para a amostra completa. Porém para o período de crise foi encontrada uma relação bidirecional e significativa entre as variáveis, indicando que em períodos de crise a relação entre estes dois mercados aumenta. Na primeira relação, um aumento da volatilidade da Taxa de Câmbio causa uma redução na volatilidade dos preços dos Ibovespa, enquanto na segunda, uma elevação na volatilidade do Ibovespa leva a uma redução na volatilidade da taxa de

câmbio e vice versa. Entretanto a o mercado de câmbio atua sobre o mercado de ações com mais força.

As implicações para investidores e formadores de política é que eles podem usar informações do mercado de câmbio para fazer previsões sobre o mercado de ações. Os resultados da relação têm implicações práticas para os reguladores que estão interessados no funcionamento adequado dos mercados financeiros (Governos e Bancos centrais têm interferido no câmbio com o objetivo de estabilizar a economia). A volatilidade da taxa de câmbio tem impacto sobre condições macroeconômicas tais como choque de oferta agregada, volatilidade da inflação e custos de distribuição de bens de consumo. Significante interdependência também é documentada entre volatilidade da taxa de câmbio e desempenho econômico, incluindo a rentabilidade das empresas. Para investidores individuais e institucionais que estejam interessados diversificação de carteiras a volatilidade tem incrementado o risco associado com *portfólio* internacional e por isso os resultados apresentados neste estudo são importantes para a gestão de risco cambial.

Algumas limitações podem ter afetado os resultados aqui apresentados: (i) o mercado de ações brasileiro é pouco desenvolvido se comparado a mercados como o americano; (ii) a falta de dados semanais, uma vez que dados diários apresentam muitos ruídos e dados mensais parecem muito longos para capturar todos os movimentos.

## Referências

AGGARWAL, R. Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates. **Akron Business and Economic Review**, 12, 7-12. 1981.

AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates: Test of granger causality. **Global Finance Journal**. Vol 9 (2), pp. 241–251. 1998

ALAGIDEDDE, P.; PANAGIOTIDIS, T.; ZHANG, X. Causal Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates. **Journal of International Trade & Economic Development, Taylor and Francis Journal**, vol. 20(1), pg. 67-86. 2011.

AYDEMIR, O.; DEMIRHAN. The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey. **International Research Journal of Finance and Economics**. vol 23, p. 207-215. 2009.

DANIEL, S. **Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions**. MPRA Paper. n. 7297. 2008.

DIAMANDIS, P.F. DRAKOS, A.A. Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries. **Journal of Policy Modeling**, v.33, p.381–394, 2011.

DORNBUSCH, R; FISHER, S. Exchange rates and the current account. **American Economic Review**, 70. 960-971. 1980

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1 ed. John Wiley & Sons, 1994.

FRANKEL, J.A., 1983. **Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination**. In: Bhandari, J.S., Putnam, B.H. (Eds.), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. MIT Press, Cambridge, MA.

GIANNELLIS, N.; PAPADOPOULOS, A.P. What causes exchange rate volatility? Evidence from selected EMU members and candidates for EMU membership countries. **Journal of International Money and Finance**. v.30 p.39–61, 2011.

HATEMI-J, A.; IRANDOUST, M. On the Causality between Exchange Rates and Stock Prices: A Note. **Bulletin of Economic Research**. Vol 54:2, p.197-203. 2002.

HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E.C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**. Blackwell Publishing, vol. 29(1), pp. 1-16, Fev. 1997.

HUANG, A.Y.; PENG, S.P.; LI, F.; KE, C.J. Volatility forecasting of exchange rate by quantile regression. **International Review of Economics and Finance**. v.20, p.591–606, 2011.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, Katarina. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Vol. 52(2), 1990.

LEAN, H.; HALIM, M.; WONG, W. **Bivariate Causality Between Exchange Rates And Stock Prices On Major Asian Countries**. Department of Economics, Monash University: Discussion Paper. P. 1-36. 2005

LIN, C.H. The Comovement between Exchange Rates and Stock Prices in the Asian Emerging Markets. **International Review of Economics and Finance**. v. 22, p.161–172, 2012.

MUHAMMAD, N.; RASHEED, A. Stock Prices and Exchange Rates: Are They Related? Evidence From South Asian Countries. **The Pakistan Development Review**. Pakistan Institute of Development Economics. vol. 41(4), p. 535-550. 2002

Nunes, M.S.; Custa Junior, N.C.A.da; Meurer, A. Relação Entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma análise Econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**. Rio de Janeiro, 59(4), out/dez 2005.

PHYLAKTIS, K.; RAVAZZOLO, F. Stock prices and exchange rate dynamics. **Journal of International Money and Finance**. Vol. 24, p. 1031-1053. 2005

RAMASAMY, B.; YEUNG, M.C.H. The Causality Between Stock Returns and Exchange Rates: Revisited. **Australian Economic Papers**, vol.44, n.2, pp.162-169, Jun. 2005.

SHENG, Y. Y.; SHUH, C.D. Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. **International Journal of Business and Economics**. Vol. 3, n. 2, p. 139-153. 2004.

TABAK, B.M. **The Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil.** Banco Central do Brasil: Working Paper Series. N.124. p. 1-37. 2006.

WALID, C.; ALOUI, C. MASOOD, O.; FRY, J. Stock Market Volatility and Exchange Rates in Emerging Countries: A Markov-state switching approach. **Emerging Markets Review**, v.12, p.272–292, 2011.

\_\_\_\_\_; NGUYEN, D.K. Asymmetric Effects and Long Memory in Dynamic Volatility Relationships between Stock Returns and Exchange Rates. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**. v.22, p.738– 757, 2012.

YANG, S.Y.; DOONG, S.C. Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. **International Journal of Business and Economics**, Vol. 3, No. 2, 139-153, 2004.

ZHAO, H. Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China. **Research in International Business and Finance**. v. 4, p.103–112, 2010.