

## Inter-relações entre o S&P 500 e o mercado acionário brasileiro: análises por meio do modelo vetorial autorregressivo

Edital:	Edital PiiC 2020/2021
Grande Área do Conhecimento (CNPq):	Ciências Sociais Aplicadas
Área do Conhecimento (CNPq):	Economia
Título do Projeto:	Mercado financeiro: análises econométricas em nível nacional e internacional – Registro SAPPG 9196/
Título do Subprojeto:	Inter-relações entre o S&P 500 e o mercado acionário brasileiro: análises por meio do modelo vetorial autorregressivo
Professor Orientador:	Edson Zambon Monte
Estudante:	Yago Ramalho Silva

### Resumo

Esta pesquisa objetiva investigar o grau de interdependência entre o índice *Standard & Poor's 500* (SP500) e o índice da bolsa de valores de São Paulo (IBOVESPA), em períodos segmentados e significativos para o estudo da crise do *subprime*, abrangendo como um todo de janeiro de 2005 a março de 2020. Para tanto, utilizou-se o modelo de vetores autorregressivos (VAR). O estudo mostrou que o efeito do SP500 sobre o IBOVESPA foi grande e positivo em todos os períodos, ao passo que o contrário não foi proporcionalmente tão grande em nenhum dos segmentos, revelando certa interdependência no curto prazo. Destaca-se também a evidência da rápida absorção de informações por parte do mercado financeiro, visto que os efeitos logo dissipavam.

**Palavras-chave:** Mercado Financeiro. S&P 500. Brasil. Vetores Autorregressivos.

### 1 Introdução

No que tange aos debates sobre o mercado financeiro internacional, uma questão que tem ganhado maior proeminência na contemporaneidade é a da crescente integração financeira entre os diferentes países. A globalização, o advento de novas tecnologias de comunicação e informacionais, além de uma crescente desregulamentação desses mercados, têm criado uma rede de interdependência financeira que muito interessa aos agentes econômicos, conforme explicita Billio et al. (2015), pois diz respeito diretamente à forma como coordenam suas ações futuras, estratégias de diversificação de ativos e suas expectativas.

Como bem resume Fuinhas et al. (2014), a maior integração entre mercados está diretamente relacionada com uma maior correlação entre seus mercados de capitais; isto é, diz-se que tais mercados estão financeiramente integrados quando ativos com risco semelhante possuem retornos esperados igualmente próximos. Nesse sentido, observar a correlação entre os preços de ativos é uma ferramenta eficiente para verificar o grau de integração presente. Igualmente, mercados mais interligados estão mais sensíveis a choques externos, o dito “efeito contágio”: uma relação de risco sistêmico desencadeada por um choque particular. Essa maior correlação, apontam Gilmore e McManus (2002), reduz benefícios da diversificação internacional de ativos entre países cointegrados, o que coloca mercados emergentes no centro das atenções como possíveis

alternativas para se obter os benefícios de investimentos em diferentes países; em particular, este é o caso do Brasil, que tem ganhado maior estabilidade econômica desde o plano Real.

Muitos autores tentaram estimar o efeito contágio a partir de diferentes canais, mensurando através das correlações entre mercados de países distintos. Mais do que buscar uma teoria geral, procura-se verificar como esses choques se espalham de um país para o outro, usando, para tanto, variáveis do mercado financeiro, de ordem macroeconômica, entre outras. A título de exemplo, Khalid e Kawai (2003) utilizaram variáveis como taxa de juros, taxa de câmbio e preços de ações, para o caso da crise financeira asiática de 1997, avaliando o contágio a partir da origem dessa crise. A amostra consistia de nove países do Leste Asiático e o método utilizado foi a combinação entre a estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) e o teste de causalidade de Granger. Os resultados revelaram que não há evidências para se concluir que o efeito contágio tenha sido particularmente expressivo.

Outros trabalhos, como por exemplo, Gerlach e Smets (1995), abordaram questões como ataques especulativos e o contágio presente em taxas de câmbio. O objetivo era verificar como e por que ataques especulativos no mercado cambial europeu, no período entre 1992 e 1993, tendiam a se disseminar entre os países. Para tanto, os autores construíram um modelo que considera dois países ligados entre si pelo comércio de mercadorias e ativos financeiros, em que um ataque especulativo em um país é transmitido para o outro. As estimativas revelaram que um ataque especulativo à moeda de um país, e a subsequente depreciação real da mesma, leva à desvalorização cambial dos parceiros comerciais deste país, a fim de que o mesmo não apresente perda de competitividade no mercado internacional. Em especial, o contágio é mais intenso entre países de um mesmo bloco econômico, por exemplo.

Conforme assinalou Hermann e Martins (2012), o contágio entre países é, em alguma medida, previsível e frequente, sendo sua extensão condicionada tanto pelo grau de liberalização econômica quanto pela posição relativa do mercado no contexto global, e o que se evidencia proeminentemente é a variedade de canais pelos quais o efeito pode vir a ser efetivado.

Considerando a definição restritiva, em períodos de grandes turbulências (negativas), como por exemplo, em tempos de crises financeiras, o que se observa é que muitos mercados se comportam de forma semelhante, visto que a volatilidade se propaga de um mercado para o outro. Entender esse fenômeno é de suma importância, especialmente a partir de grandes crises como a do *subprime*, desencadeada em meados de 2007, que será parte do tema deste trabalho. Como evidencia Franca e Junior (2010), não só a correlação vem aumentando nas últimas décadas, como existe uma estrutura hierárquica que se mantém estável mesmo em contextos de grande volatilidade.

Além disso, segundo Fuinhas et al. (2014), embora os mercados emergentes (como Brasil e China) e desenvolvidos (como Reino Unido e Estados Unidos) não apresentem cointegração, a influência mútua ainda é presente no curto prazo, especialmente entre o índice S&P 500 (SP500) e os índices de países emergentes, com o primeiro sendo mais influente; destaca-se, a partir desta conclusão, que países emergentes são especialmente vulneráveis a choques advindos de países desenvolvidos. Anchalia e Singhanian (2013) verificaram, por exemplo, que a crise do *subprime* elevou significativamente a volatilidade de muitos dos principais mercados asiáticos.

No caso brasileiro, Ferreira e Mattos (2012) destacam que, com o acirramento da crise do *subprime*, houve um aumento súbito de fuga de capitais em decorrência da maior incerteza, dadas as oscilações presentes na economia global. Essa elevação da volatilidade potencializou o efeito contágio, visto que não só o risco e a

incerteza aumentaram, como também o grau de correlação entre o mercado acionário brasileiro e o externo, em especial o estadunidense. Conforme os autores estimaram, há claras evidências de contágio em alguns dos principais índices financeiros nacionais; o IBOVESPA, por exemplo, chegou a apresentar elevação da volatilidade mensal no âmbito de 100%, entre setembro e outubro de 2008.

Neste ponto, convém discorrer brevemente, e dentro do contexto da crise do *subprime*, sobre a relação entre o mercado financeiro e o lado real da economia, aqui entendido como o fluxo de bens e serviços. Segundo Brandão e Castro (2009), o que se torna mais proeminente nos períodos de crise financeira é a retração da economia real dada a crise no setor financeiro. Destaca-se o impacto negativo no comércio internacional (contração das vendas e do preço de *commodities*, por exemplo), a desaceleração das atividades produtivas internas, o que, por sua vez, evidentemente tem como consequência a diminuição do fluxo de investimentos e da formação bruta de capital fixo no país, assim como uma frustração quanto às perspectivas de crescimento do PIB. Em particular, os incentivos para que países emergentes desregulassem com rapidez os seus mercados financeiros, trouxe consigo um sistema desenhado inadequadamente e sem a devida supervisão, fazendo com que muitos desses países encarassem crises mais profundas, ainda mais quando se considera que a volatilidade tende a ser maior do que em países desenvolvidos.

É neste contexto em particular que se insere o objetivo deste projeto. Como foco principal, objetiva-se verificar o grau de interdependência entre o S&P 500 (SP500), principal índice dos Estados Unidos, e o mercado acionário brasileiro, considerando, *a priori*, o período de janeiro de 2005 a junho de 2020.

## 2 Objetivos

---

Este trabalho teve como objetivo geral verificar as inter-relações entre o índice S&P 500 (SP500) e o mercado acionário brasileiro, no período que vai de janeiro de 2005 a março de 2020.

De forma específica, pretendeu-se:

- a) Estudar as principais teorias relativas à integração dos mercados financeiros;
- b) Verificar os impactos de choques no índice S&P 500 o mercado acionário brasileiro, por meio de funções de impulso-resposta;
- c) Realizar a decomposição da variação do erro de previsão para os índices analisados.

## 3 Embasamento Teórico

---

O embasamento teórico desta pesquisa centra-se nas teorias sobre efeito contágio e integração financeira entre os diferentes países, além das respectivas evidências empíricas para as mesmas, com especial ênfase nos resultados obtidos em contextos de grandes turbulências, como as crises financeiras.

Vale dizer que não existe um consenso entre os economistas sobre a definição do “efeito contágio” e a melhor forma de testá-lo empiricamente. De acordo com Billio e Caporin (2010), o Banco Mundial apresenta as seguintes definições: i) definição ampla: o contágio é identificado como o processo geral de transmissão de choques entre os países, podendo acontecer em períodos de tranquilidade e em tempos de crises. Assim, o contágio está associado não apenas à choques negativos, mas também à efeitos positivos; ii) definição restritiva: o contágio é visto como os choques que excedem a estrutura esperada dos co-movimentos advindos dos fatores comuns e fundamentos dos países; e, iii) definição muito restritiva: o “efeito contágio” deve ser interpretado

como uma mudança significativa nos mecanismos de transmissão de choques internacionais, quando da ocorrência de um período de turbulência. Por essa última definição, o contágio pode ser mensurado pelo aumento significativo nas correlações entre os mercados dos diferentes países.

## 4 Metodologia

O presente trabalho utilizou dados de alta frequência (neste caso, observações diárias), no período compreendido entre 1 de janeiro de 2005 e 30 de junho de 2020. Para verificar se os resultados são mantidos em períodos distintos, as análises foram segmentadas da seguinte forma: i) todo o período considerado; ii) período pré-crise do *subprime*, compreendendo o período de 1 de janeiro de 2005 a 13 de março de 2007; iii) período de crise, considerado aqui como o período de 14 de março de 2007 a 31 de março de 2010; e iv) período pós-crise do *subprime* e pré-pandemia da COVID-19, considerado aqui como o período de 01 de abril de 2010 a 12 de março de 2020.

Foram utilizados os índices i) *Standard and Poor's 500* (SP500), que lista as ações de maior valor na bolsa estadunidense; e, ii) o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA), o mais representativo do mercado acionário brasileiro. Os dados foram coletados do *Yahoo!Finance*, da BM&FBOVESPA e do *Investing.com*.

No mais, como metodologia, foi utilizado o modelo vetorial autorregressivo (VAR). As análises foram realizadas por meio dos softwares *R Project* e *Eviews*. Uma breve descrição do VAR é dada a seguir.

Pode-se expressar um modelo VAR<sup>1</sup> de ordem  $p$  em função de um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , sendo que essas se conectam por meio de uma matriz  $A$ , da seguinte forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t, \quad (1)$$

em que:  $A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;  $B_0$ , vetor de constantes  $n \times 1$ ;  $B_i$ , matrizes  $n \times n$ ;  $B$ , matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão;  $\varepsilon_t$ , vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i.i.d(0; I_n), \quad (2)$$

em que  $0$  é o vetor nulo; e,  $I$ , a matriz identidade.

A Equação (1) expressa as relações entre as variáveis endógenas, geralmente advindas de um modelo econômico teoricamente estruturado, e é denominada de forma estrutural. No entanto, devido à endogeneidade das variáveis do VAR, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, dada por:

<sup>1</sup> Metodologia desenvolvida inicialmente por Sims (1980).

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t$$

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

em que:  $\Phi_i = A^{-1}B_i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots, p$ ;  $e, B\epsilon_t = Ae_t$ .

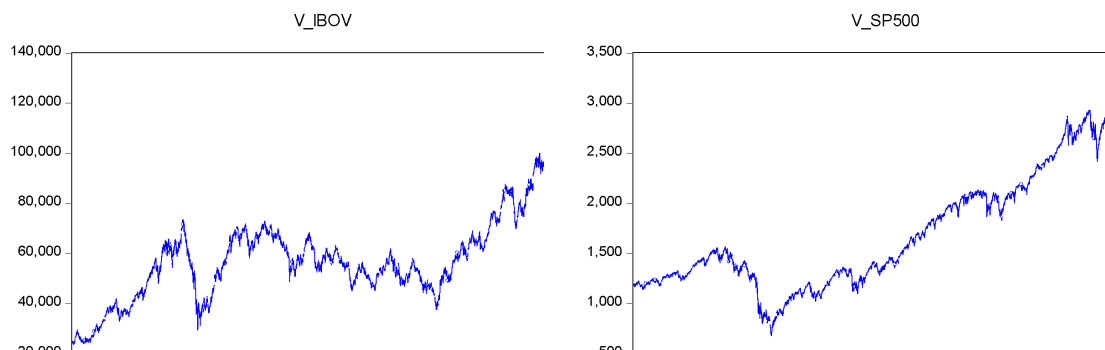
A metodologia VAR pode ser estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), levando-se em conta, principalmente, a interação entre as variáveis do sistema considerado. Entre as suas principais vantagens na análise econométrica estão a obtenção das funções de impulso-resposta (FRI) e a decomposição da variância (DV).

## 5 Resultados e Discussão

### 5.1 – Gráfico da evolução das variáveis

Na Figura 1 visualiza-se a evolução dos índices ao longo de todo o período considerado, totalizando 3.652 observações para cada variável. Acrescente-se a isso que as mesmas se encontram em nível. É possível notar que ambas as séries apresentam uma trajetória de crescimento, comparando-se o início ao final do período. No entanto, períodos de decréscimo são observados, como no caso da crise do subprime (em torno de 2008). Neste caso, pode-se observar que, após a crise do subprime, o S&P 500 (V\_SP500) restabelece a trajetória de crescimento de forma contínua, com decréscimo pouco acentuados desde então, enquanto que o IBOVESPA (V\_IBOV) apresenta outros períodos de queda acentuada. Esses períodos, em alguma medida, dizem respeito à história interna do país, em particular: o cenário de crise política em 2016 e, mais recentemente e de maneira menos acentuada, às eleições de 2018. Apesar dessas oscilações, a trajetória de crescimento é restabelecida a partir de 2016, voltando a cair com a pandemia da COVID-19.

Figura 1 - Evolução das variáveis em nível para o período de 2005 a 2020



Fonte: elaboração própria.

A discussão a seguir está segmentada por período, contendo em cada subtópico a determinação do número ideal de defasagens, os testes de raiz unitária, os gráficos das funções de impulso-resposta e, por fim, a decomposição da variância para ambas as variáveis, além de uma breve discussão acerca dos resultados obtidos.

## 5.2 – Estatísticas descritivas, testes de raiz unitária e estimativas do modelo

### 5.2.1 – Período 2005-2020

Uma das primeiras análises em séries temporais é verificar se elas são estacionárias. Vale frisar que todas as estimações realizadas a partir deste ponto adotaram o logaritmo das variáveis. Para verificar se as séries são ou não estacionárias, foram realizados os seguintes testes de raiz unitária: teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), em que foi utilizado o Critério de Informação de *Schwarz* (SIC); teste *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), adotando em ambos os casos o método de estimação espectral *Barlett Kernel* e o critério de seleção *Newey-West Bandwidth*. Vale mencionar que o número de defasagens considerado foi definido pelo próprio *Eviews*. A Tabela 1 apresenta os testes de raiz unitária para a série como um todo, apontando para a não estacionariedade das mesmas. Além disso, é importante destacar que as séries são estacionárias após a primeira diferença, ou seja, são  $I(1)$ , justificando assim que apareçam em primeira diferença do log.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária (em nível) para o período 2005-2020

Variável	ADF	K	PP	K	KPSS	K
LIBOV <sub>2005-2020</sub>	0,9512 <sup>ns</sup>	0 (sc)	1,0085 <sup>ns</sup>	12 (sc)	0,6947***	46 (ct)
LSP500 <sub>2005-2020</sub>	1,1957 <sup>ns</sup>	2 (sc)	1,1114 <sup>ns</sup>	11 (sc)	1,2065***	46 (ct)

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) (ct) indica que há tendência e intercepto, (cc) que só foi utilizado intercepto, e (sc) sem constante e sem tendência; 2) K indica o número de defasagens; 3) <sup>ns</sup> indica não significância; 4) \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição de  $H_0$  a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas do retorno diário dos índices, utilizando para tanto as variáveis na primeira diferença do log. Vale notar como os coeficientes de assimetria são negativos, e que tanto assimetria quanto curtose fogem da normalidade<sup>2</sup>. Além disso, os testes de Jarque-Bera (aqui indicado por J.B) rejeitam a hipótese nula de normalidade a 5%.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas (primeira diferença do log)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	S.D	Assimetria	Curtose	J.B	Prob.
DLBOV <sub>2005-2020</sub>	0,00028	0,00072	0,13677	-0,15993	0,01745	-0,42270	10,736	9225,83	0,00000
DLSP500 <sub>2005-2020</sub>	0,0002	0,00070	0,10957	-0,11380	0,01211	-0,75780	16,705	28.962,57	0,00000

Fonte: elaboração própria.

<sup>2</sup> A distribuição normal apresenta assimetria igual a 0 e curtose igual a 3.

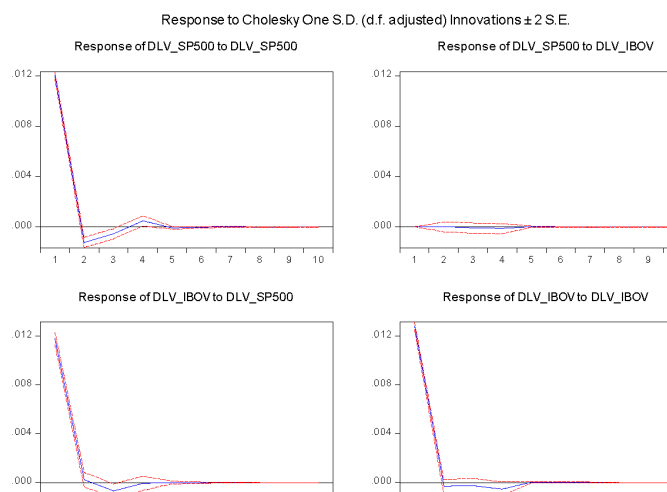
Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica; 3) as variáveis estão indexadas temporalmente, em que o ano t marca o início do respectivo segmento e 2005-2020 corresponde a todo o período.

Antes de estimar o modelo VAR, é necessário determinar o número ideal de defasagens, o que é possível a partir da estimação de um VAR irrestrito (com as variáveis em nível) e verificando os critérios de informação: Akaike (AIC), erro de previsão final (FPE), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Além disso, foram realizados testes de autocorrelação LM para os resíduos, a fim de verificar a inexistência de autocorrelação para dado número de defasagens.

Para o período como um todo, as duas variáveis somente são estacionárias em primeira diferença (neste caso, o log da primeira diferença). A partir dos critérios de informação, foram adotadas quatro defasagens<sup>3</sup> a fim de evitar problemas de autocorrelação (a partir do teste de autocorrelação LM). Assim, definindo e reestimando o modelo VAR, pode-se então analisar as funções de impulso-resposta.

As funções de impulso-resposta são apresentadas na Figura 2 e foram estimadas utilizando o método de decomposição de Cholesky, com o ordenamento: S&P 500 (DLV\_SP500) e IBOVESPA (DLV\_IBOV). Foram considerados, para os fins propostos nesta pesquisa, os efeitos do S&P 500 sobre o IBOVESPA. Para ilustrar a interpretação das funções de impulso-resposta, considere os efeitos da variável DLV\_SP500 sobre DLV\_IBOV: quando há elevação em um desvio padrão na variável DLV\_SP500, observa-se que a variável DLV\_IBOV responde positiva e significativamente no primeiro dia após o choque, mas que tal efeito já no segundo dia tende para a estabilidade e logo é dissipado. Além disso, não se verifica continuidade nos choques, de forma que retorna-se ao patamar anterior ao choque inicial. Essa leitura exemplifica a interpretação proposta para as demais seções. Conforme o esperado, DLV\_IBOV não tem efeitos sobre DLV\_SP500.

Figura 2 – Funções de impulso-resposta para 2005-2020



Fonte: elaboração própria.

<sup>3</sup> Por questões de espaço, o número de defasagens já é apresentado considerando inexistência de autocorrelação, sem apresentar os resultados para os testes e critérios diretamente.

A Tabela 3 apresenta a decomposição da variância para DLV\_IBOV, seguindo a mesma ordenação proposta anteriormente: DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. A partir dela, é possível verificar a porcentagem do erro de previsão que advém de cada variável endógena, considerando um determinado horizonte de previsão. No caso da decomposição da variância para DLV\_IBOV, destaca-se que a variável DLV\_SP500 tem forte influência, com um impacto que corresponde a cerca de 46% da variação do erro de previsão para o índice IBOVESPA. Também é evidente a baixa variação ao longo dos períodos.

Tabela 3 – Decomposição história da variância do erro de previsão para variável DLV\_IBOV<sub>2005-2020</sub>

Período	Erro-padrão	DLV_SP500	DLV_IBOV
1	0,017435	45,95415	54,04585
2	0,017439	45,94965	54,05035
3	0,017456	46,03041	53,96959
4	0,017464	45,98965	54,01035
5	0,017464	45,98953	54,01047
6	0,017464	45,98946	54,01054
7	0,017464	45,98949	54,01051
8	0,017464	45,98949	54,01051
9	0,017464	45,98949	54,01051
10	0,017464	45,98949	54,01051

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica.

### 5.2.2 – Período 2005-2007

Este período caracteriza-se por ocorrer antes da crise do *subprime*. Novamente, trabalhou-se com as variáveis após a aplicação da primeira diferença do log, uma vez que as variáveis não foram estacionárias em nível (Tabela 4). Os critérios de informação levaram à utilização de três defasagens.

Tabela 4 – Testes de raiz unitária (em nível) para o período 2005-2007

Variável	ADF	K	PP	K	KPSS	K
LIBOV <sub>2005</sub>	1,3687 <sup>ns</sup>	0 (sc)	1,5308 <sup>ns</sup>	9 (sc)	0,2307***	17 (ct)
LSP500 <sub>2005</sub>	0,9025 <sup>ns</sup>	0 (cc)	0,9885 <sup>ns</sup>	4 (cc)	0,2499***	17 (ct)

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) (ct) indica que há tendência e intercepto, (cc) que só foi utilizado intercepto, e (sc) que não foi considerado nem um, nem outro; 2) K indica o número de defasagens; 3) <sup>ns</sup> indica não significância; 4) \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%, respectivamente.



A Tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas para o período, em que se pode observar que a assimetria é negativa e que as séries não seguem distribuição normal, evidenciado pelo teste de Jarque-Bera.

Tabela 5 - Estatísticas descritivas (primeira diferença do log)

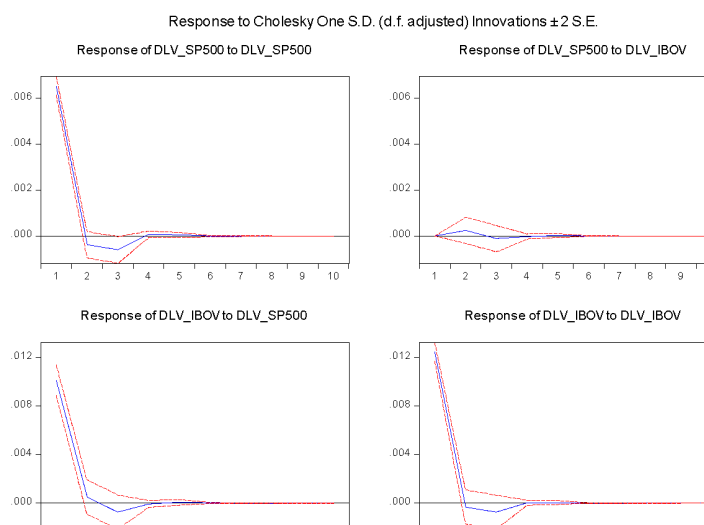
	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	S.D	Assimetria	Curtose	J.B	Prob.
DLIBOV <sub>2005</sub>	0,00097	0,00147	0,04846	-0,06857	0,01609	-0,27573	3,879	23,608	0,00001
DLSP500 <sub>2005</sub>	0,00026	0,00081	0,02134	-0,03534	0,00658	-0,35406	4,682	72,979	0,00000

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica; 3) as variáveis estão indexadas temporalmente, em que o ano t marca o início do respectivo segmento.

As funções de impulso-resposta são apresentadas na Figura 3 e foram estimadas utilizando o método de decomposição de Cholesky, com o ordenamento: DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. Observa-se que o IBOVESPA, assim como no período geral, responde positivamente quando da elevação em um desvio-padrão do S&P 500, e que o efeito rapidamente se estabiliza e é dissipado em poucos dias após o choque. Além disso, em relação ao período como um todo, os efeitos são relativamente menores.

Figura 3 – Funções de impulso-resposta para 2005-2007



Fonte: elaboração própria.

Além do uso de funções impulso-resposta, a Tabela 5 apresenta também a decomposição da variância para DLV\_IBOV, com ordenação DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. Pode-se destacar que para o caso do DLV\_IBOV, cerca de 40% é explicado pelo DLV\_SP500, percentual relativamente menor que o apresentado no período anteriormente analisado. Essas considerações pouco variam de um período para o outro, revelando mais uma vez a grande absorção de informações por parte do mercado financeiro.

Tabela 6 – Decomposição história da variância do erro de previsão para a variável DLV\_IBOV<sub>2005</sub>

Período	Erro-padrão	DLV_SP500	DLV_IBOV
---------	-------------	-----------	----------

1	0,016062	39,74742	60,25258
2	0,016073	39,78368	60,21632
3	0,016108	39,82885	60,17115
4	0,016108	39,83010	60,16990
5	0,016109	39,83071	60,16929
6	0,016109	39,83073	60,16927
7	0,016109	39,83074	60,16926
8	0,016109	39,83074	60,16926
9	0,016109	39,83074	60,16926
10	0,016109	39,83074	60,16926

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica.

### 5.2.3 – Período 2007-2010

Este período compreende a crise do subprime. Os testes de raiz unitária estão apresentados na Tabela 8 e revelam que as variáveis não são estacionárias em nível. Aplicada a primeira diferença elas se tornam estacionárias. Adotou-se quatro defasagens na estimação do modelo VAR.

Tabela 8 – Testes de raiz unitária (em nível) para o período 2007-2010

Variável	ADF	K	PP	K	KPSS	K
LIBOV <sub>2007</sub>	0,7499 <sup>ns</sup>	0 (sc)	0,8859 <sup>ns</sup>	17 (sc)	0,4092***	22 (ct)
LSP500 <sub>2007</sub>	-0,4411 <sup>ns</sup>	2 (sc)	-0,0335 <sup>ns</sup>	0 (sc)	0,4710***	22 (ct)

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) (ct) indica que há tendência e intercepto, (cc) que só foi utilizado intercepto, e (sc) que não foi considerado nem um, nem outro; 2) K indica o número de defasagens; 3) <sup>ns</sup> indica não significância; 4) \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A Tabela 9, por sua vez, apresenta as estatísticas descritivas para o período, em que se pode observar mais uma vez que as séries não apresentam distribuição normal, e que apenas DLSP500 apresenta assimetria negativa.

Tabela 9 - Estatísticas descritivas (primeira diferença do log)

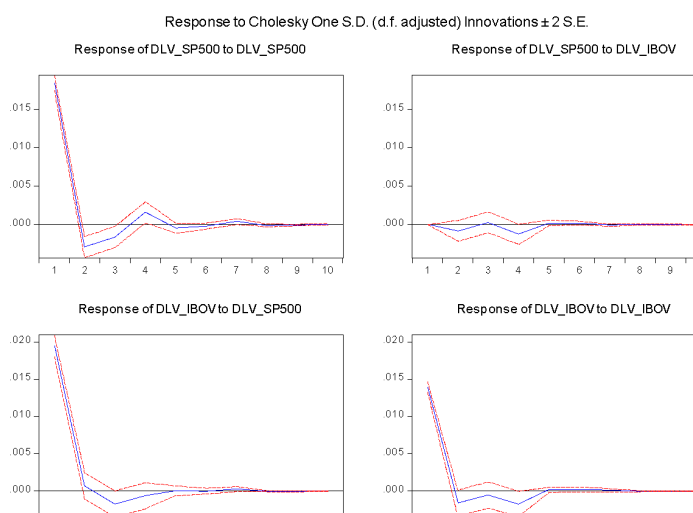
	Média	Median a	Máximo	Mínimo	S.D	Assimetria	Curtose	J.B	Prob.
DLIBOV <sub>2007</sub>	0,00068	0,00172	0,13677	-0,12096	0,02408	0,02586	7,773	698,661	0,00000
DLSP500 <sub>2007</sub>	-0,00022	0,00094	0,10957	-0,09470	0,01882	-0,17337	9,081	1.137,744	0,00000

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica; 3) as variáveis estão indexadas temporalmente, em que o ano t marca o início do respectivo segmento e 2005-2020 corresponde a todo o período.

As funções de impulso-resposta são apresentadas na Figura 4 e foram estimadas utilizando o método de decomposição de Cholesky, com o ordenamento: DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. Tal como no período anterior, as funções de impulso-resposta apresentam uma resposta positiva do IBOVESPA quando há um choque no S&P 500, e esse impacto é significativamente maior se comparado com os demais períodos, embora também não seja persistente no tempo.

Figura 4 – Funções de impulso-resposta para 2007-2010



Fonte: elaboração própria.

Esse resultado vai ao encontro com as evidências apresentadas na introdução: em contextos de grande volatilidade, os mercados tendem a se comportar de forma semelhante, de forma que os choques de um para o outro (o efeito contágio) são amplificados. Está de acordo também com as evidências apresentadas por Franca e Junior (2010), de que mesmos nesses contextos há uma estrutura hierárquica subjacente que prevalece, com o S&P 500 sendo mais influente em relação a outros índices. No caso particular do Brasil, Ferreira e Mattos (2012) demonstram como a fuga de capitais e a alta volatilidade potencializaram as inter-relações entre o mercado acionário brasileiro e o estadunidense, potencializando ainda mais o contágio. A análise da decomposição da variância a seguir corrobora essas conclusões.

A Tabela 10 apresenta a decomposição da variância para DLV\_IBOV, com ordenação DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. Nota-se que o DLV\_SP500 explica mais da variância do erro de previsão de DLV\_IBOV na crise do que nos períodos anteriores, chegando a quase 66% de impacto.

Tabela 10 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a variável DLV\_IBOV<sub>2007</sub>

Período	Erro-padrão	DLV_IBOV	DLV_SP500
---------	-------------	----------	-----------

1	0,018448	34,01649	65,98351
2	0,018700	34,29766	65,70234
3	0,018771	34,14512	65,85488
4	0,018881	34,46906	65,53094
5	0,018889	34,47171	65,52829
6	0,018891	34,47739	65,52261
7	0,018895	34,47475	65,52525
8	0,018895	34,47487	65,52513
9	0,018895	34,47470	65,52530
10	0,018895	34,47473	65,52527

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica

## 5.2.4 – Período 2010-2020

Para o período pós- crise do *subprime*, que vai de 01 de abril de 2010 a 12 de março de 2020, o número de defasagens escolhido foi igual a três, valendo aqui as mesmas considerações feitas anteriormente. Os testes de raiz unitária, dispostos na tabela 11, apontam para a estacionariedade das variáveis em primeira diferença.

Tabela 11 – Testes de raiz unitária (em nível) para o período 2010-2020

Variável	ADF	K	PP	K	KPSS	K
LIBOV <sub>2010</sub>	0,0270 <sup>ns</sup>	0 (sc)	0,0269 <sup>ns</sup>	3 (sc)	1,3407***	39 (ct)
LSP500 <sub>2010</sub>	-3,2132 *	0 (ct)	1,5815 <sup>ns</sup>	19 (sc)	0,4295***	39 (ct)

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) (ct) indica que há tendência e intercepto, (cc) que só foi utilizado intercepto, e (sc) que não foi considerado nem um, nem outro; 2) K indica o número de defasagens; 3) <sup>ns</sup> indica não significância; 4) \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Na Tabela 12, constam as respectivas estatísticas descritivas, onde vale destacar que os testes de Jarque-Bera rejeitam a hipótese nula de normalidade a 5% e que a assimetria é negativa para ambas as variáveis.

Tabela 12 - Estatísticas descritivas (primeira diferença do log)

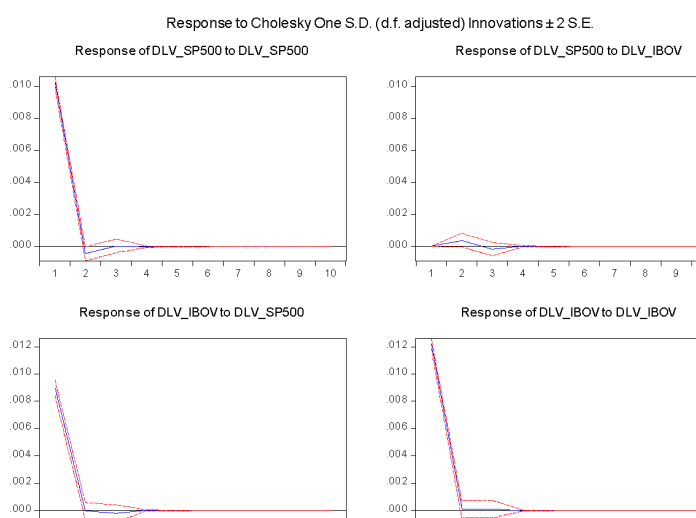
	Média	Median a	Máximo	Mínimo	S.D	Assimetria	Curtose	J.B	Prob.
DLBOV <sub>2010</sub>	1,29E-05	0,00025	0,06899	-0,15993	0,01517	-0,98348	12,446	9.286,801	0,00000
DLSP500 <sub>2010</sub>	0,00031	0,00062	0,04822	-0,11380	0,01028	-1,45427	17,688	22.364,14	0,00000

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica; 3) as variáveis estão indexadas temporalmente, em que o ano t marca o início do respectivo segmento e 2005-2020 corresponde a todo o período.

As funções de impulso-resposta são apresentadas na Figura 5 e foram estimadas utilizando o método de decomposição de Cholesky, com o ordenamento: DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. Observa-se que os efeitos são menores que no contexto de crise e muito mais próximos aos encontrados nos períodos anteriores. A rápida estabilização, como esperado, também está presente.

Figura 5 – Funções de impulso-resposta para 2010-2020



Fonte: elaboração própria.

A tabela 13 apresenta a decomposição da variância para DLV\_IBOV, com ordenação DLV\_SP500 e DLV\_IBOV. Para este período, o quanto DLV\_SP500 explica de DLV\_IBOV é o menor entre todos os períodos, estando consistentemente em torno de 35% e mudando pouco de um período para o outro.

Tabela 13 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a variável DLV\_IBOV<sub>2010</sub>

Período	Erro-padrão	DLV_SP500	DLV_IBOV
---------	-------------	-----------	----------

1	0,015178	35,05510	64,94490
2	0,015178	35,05494	64,94506
3	0,015180	35,06855	64,93145
4	0,015180	35,06857	64,93143
5	0,015180	35,06857	64,93143
6	0,015180	35,06857	64,93143

7	0,015180	35,06857	64,93143
8	0,015180	35,06857	64,93143
9	0,015180	35,06857	64,93143
10	0,015180	35,06857	64,93143

Fonte: elaboração própria.

Notas: 1) D = primeira diferença; 2) L = a variável em questão está em sua forma logarítmica.

## 6 Conclusões

---

Este trabalho teve como objetivo avaliar o efeito do índice *Standard and Poor's 500* sobre o IBOVESPA. A análise foi feita de maneira segmentada, utilizando a crise do *subprime* como ponto central para a análise e demarcação dos períodos, de forma a compor quatro deles: i) 2005-2020; ii) 2005-2007; iii) 2007-2010; iv) 2010-2020. Para tanto, o método utilizado foi o de vetores autorregressivos.

Como esperado, o efeito da variável S&P 500 (DLV\_SP500) sobre o IBOVESPA (DLV\_IBOV) foi significativo e positivo em todos os períodos segmentados. Destaca-se que os efeitos foram consideravelmente maiores durante a crise, em comparação com os demais períodos. Isso vai ao encontro com a teoria do efeito contágio que, como exposto na seção 5.2.3, consegue explicar essa amplificação dos choques. Em particular, o estudo vai ao encontro das evidências de que há maiores volatilidade e inter-relações entre os mercados em períodos de crise.

No entanto, mesmo no contexto da crise, os choques não parecem criar efeitos duradouros, visto que seus efeitos logo se estabilizam e, por fim, se dissipam. Isso está de acordo com a teoria econômica e com evidências econométricas de que o mercado financeiro tem uma grande absorção de informações.

Uma possível proposta de trabalho futuro seria prosseguir com a segmentação, mas incluindo o período da COVID-19 e utilizando diferentes variáveis, inclusive de outros países, verificando também a existência ou não de cointegração.

Por fim, vale dizer que este relatório final, ao tratar de aplicações empíricas ao mercado financeiro, está alinhado ao projeto registrado na PRPPG denominado “Mercado financeiro: análises econométricas em nível nacional e internacional” (Nº. 9196/2018).

## Referências Bibliográficas

---

- ANCHALIA, J.; SINGHANIA, M. Volatility in Asian stock markets and global financial crisis. **Journal of Advances in Management Research**, v. 10, n. 3, p. 333-351, 2013.
- BILLIO, M.; CAPORIN, M. Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: empirical evidence of financial contagion. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 54, p. 2443-2458, 2010.
- BILLIO, M.; DONADELLI, M.; PARADISO, A.; RIEDEL, M. **Measuring Financial Integration: lessons from the correlation**. University Ca'Foscari of Venice, Department of Economics Working Paper Series No. 23, 2015. Disponível em: <[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2629906](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2629906)>. Acesso em: 05 de maio de 2020.
- BUENO, R. D. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. Ed. São Paulo: Cengage Learning. 2011.

- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). **NBER Macroeconomics annual**. Cambridge, CA: The MIT Press, p. 141-201, 1991.
- CASTRO, N. J.; BRANDÃO, R. A **Crise Econômico-Financeira e os Impactos no Setor Elétrico Brasileiro**. Grupo de Estudos do Setor Elétrico (GESEL) – UFRJ, 2008. Disponível em: <[http://www.nuca.ie.ufrj.br/gesel/artigos/081107\\_CastroBrandao\\_CriseImpactosSEB.pdf](http://www.nuca.ie.ufrj.br/gesel/artigos/081107_CastroBrandao_CriseImpactosSEB.pdf)>. Acesso em: 26 de abril de 2020.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FERREIRA, D. M.; MATTOS, L. B. O contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro. In: 40º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2012, Porto de Galinhas. **Anais Eletrônicos...** Disponível em: <[https://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files\\_I/i3-0f4064c9d537eb9e01e9de6a41c5c50c.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i3-0f4064c9d537eb9e01e9de6a41c5c50c.pdf)>. Acesso em: 05 de maio de 2020.
- FRANCA, I. D. P.; JUNIOR, L. S. Correlation of financial markets in time of crisis. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 391, n.1-2, p. 187-208, 2012.
- FUINHAS, J.A.; MARQUES, A. C., NOGUEIRA, D. C. **Integration of the indexes SP500, FTSE100, PSI20, HSI and IBOVESPA: A VAR approach**. Paper, University Library of Munich, Germany, 2014. Disponível em: <<https://mpa.ub.uni-muenchen.de/62092>>. Acesso em: 26 de abril de 2020.
- GERLACH, S.; SMETS, F. Contagious speculative attacks. **European Journal of Political Economy**, v. 11, n. 1, p. 45-63, 1995.
- GILMORE, C. G.; McNAMUS, G. M. International portfolio diversification: US and Central European equity markets. **Emerging Markets Review**, v. 3, n. 1, p. 69-83, 2002.
- HANSEN, H.; JUSELIUS, K. **Cats in rats: cointegration analysis of time series**. USA: Estima, 1995.
- HERMANN, J.; MARTINS, N. M. Mercado de ações no Brasil: o perfil do risco da expansão de 2004-2011. **Análise Econômica**, v. 30, n. 58, p. 87 – 120, 2012.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- KHALID, A. M; KAWAI, M. Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: evidence using a multivariate VAR model. **Journal of Asian Economics**, v. 14, p.131-156, 2003.
- LÜTKEPOH, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York, Springer, 2007.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.