

Integração de Mercados Financeiros e as Possibilidades de Diversificação Internacional em Períodos de Crise e de Estabilidade

VERÔNICA DE FÁTIMA SANTANA

USP - Universidade de São Paulo
veronica.santana@usp.br

FRANCISCO HENRIQUE FIGUEIREDO DE CASTRO JUNIOR

USP - Universidade de São Paulo
hcastro@usp.br

Área Temática: Finanças - Técnicas de investimento

INTEGRAÇÃO DE MERCADOS FINANCEIROS E AS POSSIBILIDADES DE DIVERSIFICAÇÃO INTERNACIONAL EM PERÍODOS DE CRISE E DE ESTABILIDADE

RESUMO

O objetivo desse trabalho foi investigar como a eficiência da diversificação internacional, no curto e no longo prazo, pode depender da estabilidade financeira a nível internacional. Para tanto, foi feita uma análise de cointegração entre os índices Ibovespa e S&P 500 em períodos de crise e de estabilidade, buscando relações de curto e de longo prazo entre os mercados brasileiro e estadunidense. A análise mostrou que a relação de longo prazo entre os dois índices só se mantém nos períodos de crises financeiras, de modo que a diversificação internacional pode perder eficiência, tanto no curto quanto no longo prazo, nesses períodos, possivelmente devido a um efeito contágio. Já nos períodos de estabilidade, a diversificação internacional pode ainda ser eficiente, quando mantida por períodos mais longos, já que a dependência dos índices é apenas para o curto prazo.

ABSTRACT

This paper aimed to investigate how the efficiency of international diversification, in short and long term, may depend on the financial stability at the international level. In order to achieve this objective, the paper conducted a cointegration analysis between the Ibovespa and S&P 500 indexes for periods of financial crisis and financial stability. The analysis showed that the long term relation between the two indexes only holds for financial crisis periods, in such a way that international diversification may lose efficiency in both short and long term for these periods, likely due to a contagion effect. For financial stability periods, international diversification may be efficient, when performed for long periods, once the dependence between the indexes only holds in the short term.

Palavras-chave: Diversificação Internacional, Crises Financeiras, Cointegração

INTEGRAÇÃO DE MERCADOS FINANCEIROS E AS POSSIBILIDADES DE DIVERSIFICAÇÃO INTERNACIONAL EM PERÍODOS DE CRISE E DE ESTABILIDADE

1 INTRODUÇÃO

O objetivo desse trabalho foi investigar a possibilidade de diversificação internacional em períodos de crise e de estabilidade, através da análise da cointegração entre os índices Ibovespa e S&P 500 (*Standard's and Poor Five Hundred*), buscando relações de curto e de longo prazo entre os mercados brasileiro e estadunidense.

Entender o comportamento dessas relações é importante para a o processo de combinação de ativos desses dois mercados em carteiras de investimento. Segundo a Teoria do Portfólio, marcada por Markowitz (1952), diversificar uma carteira combinando ativos negativamente ou pouco relacionados diminui o risco total do investimento para um mesmo nível de retorno. Uma possibilidade de diversificação é a internacional, que consiste em construir carteiras usando ativos domésticos e ativos de outros países. Portanto, entender o comportamento das relações entre os mercados brasileiro e estadunidense é importante para melhores decisões sobre quando a diversificação internacional é vantajosa.

Com a globalização da economia iniciada no século passado, passou a ser comum que investidores possuam ativos em diversos países, assim como empresas que negociam seus títulos além de suas fronteiras (como as empresas brasileiras que negociam *Depository Receipts* em mercados de capitais estrangeiros), caracterizando uma integração de mercados

A efetividade da diversificação internacional está relacionada como o nível de globalização entre os países. Apesar de a integração aumentar as possibilidades de investimentos, ela pode aumentar a correlação entre os ativos desses mercados, de modo que a diminuição de risco sistemático proveniente da combinação de ativos entre esses países seja comprometida. Assim, é preciso inicialmente verificar o grau de integração dos mercados alvos da diversificação, que, segundo Brooks (2007), está relacionado com o conceito estatístico de cointegração de séries temporais (Johansen, 1988).

Alguns autores estudaram essa problemática. Nogueira e Lamounier (2008) analisaram a interdependência entre os índices de ações dos mercados do Brasil, Rússia, Índia, China e México, como países emergentes, e EUA, Japão e Reino Unido, como países desenvolvidos, buscando relações de curto e de longo prazo entre esses índices. Os autores econtraram que há cointegração entre esses mercados, o que reduziria a oportunidade de diversificação internacional, apesar de terem concluído que a diversificação ainda poderia ser útil, já que a velocidade do ajustamento da relação de cointegração foi baixa.

Intuitivamente, cointegração é uma relação com uma estrutura de longo prazo entre variáveis. A estrutura entre dois mercados pode ser alterada por um fenômeno conhecido como efeito contágio. Segundo Dornbusch et al (2000), contágio é um aumento significativo nas relações entre os mercados internacionais após um choque em um país, medido pelo grau de comovimento entre esses mercados comparado com o comovimento em épocas de tranquilidade. Assim, é possível que quando analisados períodos de tranquilidade (estabilidade no mercado financeiro) não seja verificada a presença de cointegração, enquanto que em períodos de crise, sim. Consequentemente, em períodos de estabilidade financeira

haveria possibilidade de redução de riscos através diversificação internacional no longo prazo, enquanto que em períodos de crise isso poderia não ser possível.

Para investigar essa situação e avaliar as possibilidades de diversificação fazendo uso de ativos domésticos e estadunidense, foram estimados modelos multivariados de séries de tempo, considerando o Ibovespa como variável dependente e o S&P 500 como variável explicativa, na tentativa de identificar e analisar as relações de curto e de longo prazo entre esses dois índices. Para a construção de modelos adequados, foram analisadas a estacionariedade e a ordem de integração das séries de preço do Ibovespa e do S&P 500. A seguir, buscou-se a existência de vetores de cointegração, para então exprimir as relações de curto prazo através de um modelo de séries de tempo e as de longo prazo, caso existam, através de um modelo de correção de erros (MCE).

A análise mostrou que a relação de longo prazo entre os dois índices só se mantém nos períodos caracterizados por crises financeiras, enquanto que nos períodos de relativa estabilidade, os índices estão relacionados apenas no curto prazo. Assim, os resultados indicam que a diversificação internacional pode perder eficiência, tanto no curto quanto no longo prazo, nos períodos de crise porque os mercados se tornam mais dependentes, possivelmente devido a um efeito contágio. Já nos períodos de estabilidade, a diversificação internacional pode ainda ser eficiente, quando mantida por períodos mais longos, já que a dependência dos índices é apenas para o curto prazo.

Vale lembrar que a análise indica apenas as possibilidades de a diversificação internacional ser útil ou não. Para uma análise mais completa é necessária a simulação dos resultados de carteiras combinando ativos específicos de cada mercado.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O total de investimentos externos diretos no Brasil passou de USD 266 bilhões em 1994 para USD 2.107 bilhões em 2008, de 1% para 4% do PIB mundial, enquanto o fluxo estrangeiro de capitais na bolsa de valores aumentou na mesma proporção (Mirandola, 2010). Isso é resultado da globalização financeira, que leva à integração entre mercados internacionais. Essa integração ocorre quando o retorno esperado de ativos com a mesma classificação de risco será o mesmo em mercados diferentes, após ajustado aos riscos cambial e político (Eiteman et al, 2007).

Se por um lado, a globalização financeira traz maiores alternativas de investimentos, a completa integração dos mercados impede que se lance mão da diversificação internacional para a formação de portfólios eficientes (Vartanian, 2012), como definido pela Moderna Teoria de Portfólios. Segundo Markowitz (1952), para manter uma carteira diversificada deve-se evitar investir em títulos com alta covariância entre si. Assim, investir em ativos de países diferentes é uma forma de diversificação, caso os mercados desses países não sejam altamente correlacionados, ou seja, não sejam totalmente integrados. A busca por maiores retornos e menores riscos tem intensificado o processo de migração de capitais através de fronteiras internacionais (Bruni et al, 1998). Se o comportamento dos ativos financeiros no mercado entre dois países é diferente, combinar ativos desses países é uma estratégia de diversificação. Por exemplo, uma carteira formada em países desenvolvidos pode ter seu risco ainda mais reduzido investindo em países em desenvolvimento, pois o comportamento do retorno desses países é diferente (Famá & Pereira, 2003).

O comportamento dos preços das ações é fortemente afetado por fatores domésticos, mas eles também dependem de eventos internacionais tanto de uma forma geral, pelo comportamento do mercado internacional, quanto individualmente para determinadas ações, como o das empresas multinacionais (Solnik, 1974). Assim, os mercados internacionais tendem a ter um comportamento semelhante, contrariamente ao que seria desejado pela Teoria de Portfólios.

É possível que a semelhança entre esse comportamento se intensifique em períodos de instabilidade financeiras. Durante esses períodos, o comovimento dos preços dos ativos entre mercados e entre fronteiras tende a crescer visivelmente comparado com períodos mais tranquilos (Corsetti et al, 2005), de modo que um choque adverso comum pode fazer com que crises sejam sincronizadas entre países (Kaminsky & Reinhart, 2000). Esse aumento significativo nas relações entre mercados diferentes após um choque em um dos mercados, pode ser definido como contágio (Longstaff, 2010). Como o mercado de capitais brasileiro sofre influências dos mercados internacionais (Gaio & Rolim, 2007), é possível que essa influência se acentue em períodos de crises financeiras, devido a esse efeito contágio.

3 METODOLOGIA

Este trabalho fez uso de análise de regressão com séries temporais para identificar a existência, ou não, de relações de curto e de longo prazo entre o Ibovespa e o S&P 500.

O Ibovespa é o principal índice do mercado de capitais brasileiro. Nele estão incluídas as ações que somam 80% das negociações totais e tem, individualmente, mais de 0,1% do volume total e tenham sido negociadas em mais de 80% dos pregões do período. Assim, as ações que compõem a carteira do Ibovespa se alteram periodicamente, no intuito de representar o mercado adequadamente (BM&FBovespa, 2013). Em setembro de 2013, a metodologia do cálculo do Ibovespa se alterou e passará a valer integralmente a partir de maio de 2014. Na nova metodologia, a ponderação do índice será pelo valor de mercado das ações em circulação, ações com valor unitário inferior a R\$ 1,00 serão excluídas e índice de negociabilidade vai considerar um terço do número de negócios e dois terços do volume financeiro. (Valor Econômico, 2013). Nos Estados Unidos, o índice de ações S&P 500 é publicado pela Standard & Poor's, desde 1957 e, segundo a companhia, ele é considerado uma das melhores medidas do mercado estadunidense, pois inclui as quinhentas maiores e mais importantes empresas. (S&P 500, 2013).

Foram utilizados dados diários de fechamento (ajustado para *splits* e dividendos) do Ibovespa e do S&P 500, do período de 03 de janeiro de 2000 a 26 de novembro de 2013, totalizando 3.351 observações, considerando os dias em que não houve pregão no Brasil e/ou nos Estados Unidos, como finais de semana e feriados.

Para captar eventuais diferenças nessas relações em momentos de crise e expansão, os dados foram separados em blocos de períodos nos quais foram identificadas tendências de queda e de alta do Ibovespa, para representar os períodos de crise e de estabilidade. Essa divisão pode ser vista na Figura 1.

Assim, foram estimadas regressões para 4 amostras diferentes:

- Uma compreendendo o período completo (03/01/2000 a 26/11/2013), com 3.351 observações;

- Duas onde houve tendência de queda:
 - 20/05/2008 a 27/10/2008, período ambientado pela crise do Subprime (110 observações);
 - 05/04/2011 a 08/08/2011, período ambientado pela crise da Zona do Euro (85 observações);
- Uma compreendendo um período de tendência de alta (24/09/2002 a 19/05/2008), com 1.361 observações.

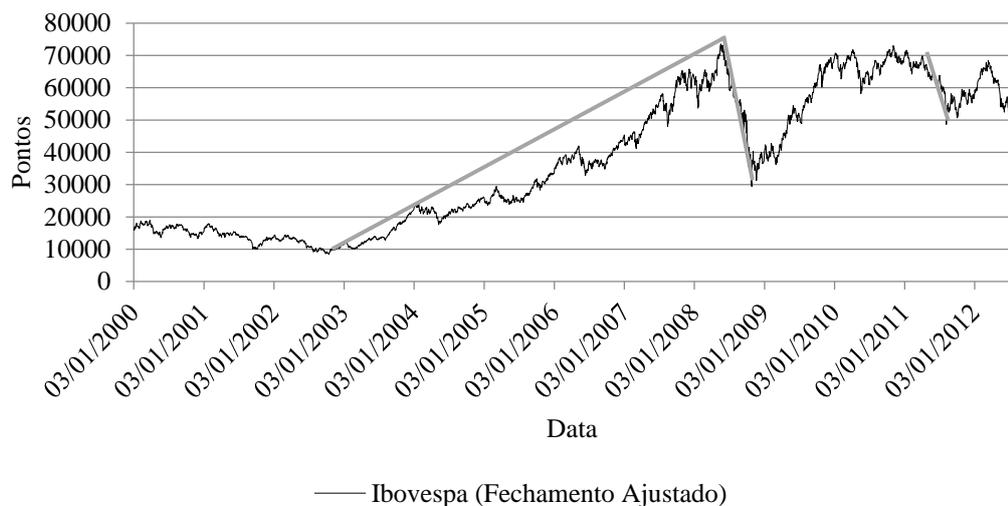


Figura 1: Série de Pontos do Ibovespa
 Fonte: Elaborado segundo dados obtidos no Yahoo Finance.

Para cada amostra foi estimado o Modelo 1, um modelo multivariado de séries de tempo no qual o S&P 500 aparece como variável explicativa do comportamento do Ibovespa, conforme a Equação (1).

$$Ibov_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 SP500_t + \hat{u}_t \quad (1)$$

Antes de proceder à estimação é preciso analisar a estacionariedade das séries. O conceito de estacionariedade forte se aplica quando as funções de probabilidade conjuntas e individuais se mantêm constantes ao longo da série no tempo. Já o conceito de estacionariedade fraca estabelece que a série oscila ao redor de uma média constante e apresenta uma variância também constante. Caso as séries sejam estacionárias, a teoria de Mínimos Quadrados Ordinários - MQO pode ser aplicada.

É possível testar a estacionariedade da série através da observação da sua Função de Autocorrelação (ACF). A ACF é formada pelos pares (ρ_k, k) , onde k é o número de defasagens e ρ_k é o coeficiente de autocorrelação entre as observações com essa ordem de defasagem, conforme a Equação (2).

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T [(Y_t - \bar{Y}) \cdot (Y_{t-k} - \bar{Y})]}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (2)$$

Para testar se as autocorrelações ρ para k defasagens são estatisticamente diferentes de zero, deve ser feito o teste Portmanteau, proposto por Box e Pierce em 1970 e modificado por Ljung e Box em 1978. O estatística de teste é mostrada na Equação 3.

$$Q^*(m) = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \quad (3)$$

Onde T é o tamanho da amostra e um valor indicado para m , segundo demonstrações empíricas é $\ln(T)$, e Q é assintoticamente distribuído como qui-quadrado com m graus de liberdade. A hipótese nula do teste é que todas as autocorrelações para k defasagens é igual a zero, e a hipótese alternativa é que pelo menos uma dessas autocorrelações é diferente de zero (Tsay, 2010).

Se os valores de $\hat{\rho}_k$ são diferentes de zero, e decrescem devagar à medida que k aumenta, a média e a variância não são constantes, e a série não é estacionária.

A identificação de pelo menos uma raiz unitária na série é um teste formal de estacionariedade. Ao considerar um processo autorregressivo de ordem 1 $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ e aplicar o operador de defasagem L , obtêm-se a equação característica mostrada na Equação (4).

$$(1 - \phi L)Y_t = \varepsilon_t \quad (4);$$

$$\text{Cuja raiz é } L = \frac{1}{\phi}.$$

Se a raiz da equação característica for 1, $\phi = 1$, o processo será um passeio aleatório, não estacionário, pois cada observação depende integralmente das características da observação anterior, de modo que os choques serão cumulativos, e a série não conservará a média e a variância como constantes. Se $L < 1$, $\phi > 1$ e os choques serão explosivos, e a série Y_t também será não estacionária. Mas se $L > 1$ ela está fora do círculo unitário, e $\phi < 1$ indicando que os choques serão dissipados ao longo do tempo. Nessa situação a série Y_t será estacionária.

O teste da raiz unitária testa, portanto, a existência ou não de uma raiz unitária na equação característica das séries. Considerando um processo autorregressivo de ordem 1 - AR (1) $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ e subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados da equação e chamando $\rho - 1$ de δ , tem-se $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$. O teste Dickey-Fuller (DF) testa a hipótese nula de que $\delta = 0$, equivalente a se $\rho = 1$, ou seja, se a série possui raiz unitária. Para analisar mais de uma defasagem há o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Ambos os testes podem incorporar

termos determinísticos, como um intercepto ou tendência. Assim, caso a hipótese nula seja rejeitada, pode-se inferir que a série em questão é estacionária.

Se uma série é não estacionária em nível, ela pode ser estacionária em alguma ordem de diferenciação, que é denominada ordem de integração, $I(d)$. Assim, se uma série é integrada de ordem 1, significa que ela se torna estacionária quando se tomam a primeira diferença dos dados.

Considerando isso, se as séries de fechamento do Ibovespa e do S&P 500 não são estacionárias em nível, mas são em primeira diferença, os resultados estatísticos em geral da Equação (1) por MQO não serão mais válidos. Esse é o problema da regressão espúria.

Granger e Newbold (1974) identificaram que era comum encontrarem trabalhos com equações com um alto grau de ajustamento (alto coeficiente de determinação) mas com um valor extremamente baixo para a estatística de Durbin-Watson (DW). Através de simulações, os autores concluíram que se as variáveis são passeios aleatórios (ou próximo disso) e não possuem relação fundamentada, será regra encontrar resultados espúrios.

Se as variáveis são $I(1)$, o modelo da Equação 1 não será válido. Seria possível exprimir as relações das variáveis apenas em primeira diferença, conforme o Modelo 2, exposto na Equação 5.

$$\Delta Ibov_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \Delta SP500_t + \hat{u}_t \quad (5)$$

Essa equação passaria a expressar uma dependência entre a variação diária do S&P 500 e a variação diária do Ibovespa. Nessa situação só é possível afirmar que a dependência ocorre dia-a-dia, e não ao longo do tempo. Assim, a relação expressa por essa equação é de curto prazo, diária.

Como coloca Gujarati (2000), estimando a Equação (5) perde-se uma valiosa relação de longo prazo entre as variáveis. Nesse caso, é necessária a investigação da existência de cointegração entre as séries que, intuitivamente, é uma sincronia entre as séries no tempo, como explica o autor.

Se duas séries de tempo atingem a estacionariedade depois de uma diferenciação, mas uma combinação linear dessas séries já é estacionária em nível, as séries são cointegradas e essa combinação linear é chamada de vetor de cointegração. Interpretando essa combinação linear como um equilíbrio de longo prazo, cointegração implica que os desvios do equilíbrio são estacionários, com variância finita, mesmo que as séries originais não sejam (Engle & Granger, 1987).

Se $Ibov_t$ e $SP500_t$ possuem uma raiz unitária, e uma combinação linear $Z_t = Ibov_t - \beta_1 SP500_t$ for estacionária $Ibov_t$ e $SP500_t$ são cointegradas, ou seja, possuem uma relação de longo prazo. Nessa situação, é possível inferir a respeito de uma influência persistente do S&P 500 sobre o Ibovespa.

Da equação (1) tem-se que o termo de erro \hat{u}_t é uma combinação linear das variáveis $Ibov_t$ e $SP500_t$. Assim, se \hat{u}_t for $I(0)$, pode-se concluir que $Ibov_t$ e $SP500_t$ são cointegradas.

Para isso deve-se aplicar o teste de raiz unitária ADF nos termos de erros (Teste de Engle-Granger para cointegração). Caso eles não sejam estacionários, é possível inferir apenas a respeito da relação de curto prazo entre o Ibovespa e o S&P 500, estimando o modelo definido na Equação (4). Caso os erros sejam estacionários, a relação de longo prazo pode ser estabelecida, ajustando um modelo que corrige os desvios de curto prazo da relação de equilíbrio, o chamado Modelo de Correção de Erros – MCE (Morettin, 2011).

Assim, na Equação (1) $Ibov_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 SP500_t + \hat{u}_t$, se a série \hat{u}_t for estacionária, ela forma um vetor de cointegração. Usando esse vetor defasado em um período e a primeira diferença da série $SP500_t$ como variáveis explicativas e a primeira diferença da série $Ibov_t$ como variável dependente, chega-se ao Modelo 3, o Modelo de Correção de Erros, conforme exposto na Equação 6.

$$\Delta Ibov_t = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \Delta SP500_t + \hat{\alpha}_3 \hat{u}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (6)$$

O parâmetro $\hat{\alpha}_3$ indica, se significativo, o quanto dos desequilíbrios de curto prazo é corrigido por período, devendo assumir um valor entre 0 e 1 e apresentar sinal negativo. Quanto mais próximo de 1 $\hat{\alpha}_3$ for, mais rápido esses desequilíbrios são corrigidos.

As estimações foram feitas no Software R, e os dados foram obtidos pelo do próprio software, através do pacote quantmod (Ryan, 2013), cuja fonte foi o Yahoo Finance.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados dos modelos da Equação 1 para cada subperíodo são mostrados na Tabela 1. Os resultados são aparentemente satisfatórios, mas há indícios de que as regressões sejam espúrias, pois a estatística Durbin-Watson é muito inferior ao R^2 (Granger & Newbold, 1974).

Tabela 1: Resultados dos Modelos com as séries em nível

Período	Variável Dependente: Ibovespa	Constante	S&P 500
Período Completo	Coefficiente	-5.867,54	1.982,57
	Erro Padrão	(36,44)***	(1,5870)***
	R ²	0,1361	
	DW*	0,0009	
Período de Alta	Coefficiente	-63.800,00	1.154,00
	Erro Padrão	(79,28)***	(0,94)***
	R ²	0,8391	
	DW*	0,0115	
Período de Queda 1	Coefficiente	-33.259,83	72,35
	Erro Padrão	(3.339,49)***	(2,69)***
	R ²	0,8681	
	DW*	0,1161	
Período de Queda 2	Coefficiente	-20.880,36	63,57
	Erro Padrão	(9.738,10)***	(7,41)***
	R ²	0,4634	

DW*

0,0585

Fonte: Elaboração própria de acordo com os resultados da pesquisa.

* Calculado a partir do pacote *lmtest* (Zeileis & Hothorn, 2002).

*** Significativo a 1%.

Os testes de estacionariedade para as séries de cada subperíodo são mostrados na Tabela 2, onde é possível ver que tanto o Ibovespa quanto o S&P 500 não são estacionários em nível, mostrando que os resultados da Tabela 1 não podem ser levados em consideração. Porém, as séries são I (1) para todos os subperíodos, sugerindo a existência de cointegração.

Tabela 2: Testes de Dickey-Fuller Aumentado

Período	Séries	Estatística de Teste	P-Valor
Período Completo	Ibovespa em Nível	0,1475	0,6634
	Ibovespa em Primeira Diferença	- 42,6865	0,0001
	S&P 500 em Nível	- 1,5878	0,7529
	S&P 500 em Primeira Diferença	- 44,5564	0,0001
Período de Alta	Ibovespa em Nível	- 1,7067	0,7025
	Ibovespa em Primeira Diferença	- 26,3829	0,0001
	S&P 500 em Nível	1,3186	0,9528
	S&P 500 em Primeira Diferença	- 27,8684	0,0001
Período de Queda 1	Ibovespa em Nível	- 2,6490	0,3073
	Ibovespa em Primeira Diferença	- 8,8633	0,0001
	S&P 500 em Nível	- 0,8084	0,9583
	S&P 500 em Primeira Diferença	- 9,9763	0,0001
Período de Queda 2	Ibovespa em Nível	0,8866	0,9999
	Ibovespa em Primeira Diferença	- 3,3327	0,0001
	S&P 500 em Nível	- 1,4342	0,1560
	S&P 500 em Primeira Diferença	- 2,7760	0,0001

Fonte: Elaboração própria através do pacote *fUnitRoots* (Wuertz, 2013).

Para identificar a existência de cointegração foi feito o teste de Dickey-Fuller Aumentado nos resíduos das séries em nível, calculados segundo a Equação (1), cujos resultados são mostrados na Tabela 3.

Tabela 3: Testes de Dickey-Fuller Aumentado nos Vetores dos Erros

Período	Estatística de Teste	P-Valor
Período Completo	-1,4874	0,1423
Período de Alta	0,1147	0,6529
Período de Queda 1	-1,8509	0,0646
Período de Queda 2	-1,9371	0,0519

Fonte: Elaboração própria através do pacote *fUnitRoots* (Wuertz, 2013).

A Tabela 3 mostra que, quando o período completo é analisado, não há evidência de cointegração, ou seja, o Ibovespa e o S&P 500 não se movimentam conjuntamente no longo prazo. O mesmo acontece quando o período de alta do índice (evidenciando estabilidade

financeira) é analisado. Portanto, para estabelecer a relação entre o mercado brasileiro e o estadunidense no período completo foi preciso estimar o modelo da Equação 5, que retrata que as variações diárias do Ibovespa são dependentes das variações diárias do S&P 500. O mesmo modelo foi estimado para o período de setembro de 2002 a maio de 2008.

Quando os dois períodos de queda são analisados (períodos ambientados pela Crise do Subprime e da Zona do Euro) há evidência de cointegração, ou seja, para esses períodos o Ibovespa e o S&P 500 apresentam comovimento no longo prazo. Para cada um desses períodos, portanto, foi estimado o Modelo de Correção de Erros, proposto por Engle & Granger (1987).

Os resultados dos modelos para cada período são mostrados na Tabela 4 e Tabela 5.

Tabela 4: Resultados dos Modelos para o Período Completo e para o Período de Alta

Período	Variável Dependente:		
	Variação diária do Ibovespa	Constante	Variação Diária do S&P 500
Período Completo	Coefficiente	6,9707	32,1268
	Erro Padrão*	(9,4874)	(2,4524)***
	R ²	0,4154	
Período de Alta	Coefficiente	31,7955	34,6578
	Erro Padrão*	(11,4237)***	(2,6655)***
	R ²	0,4007	

Fonte: Elaboração Própria

Obs.: Erros padrão robustos segundo a correção de Newey-West, feita através do pacote sandwich (Zeileis, 2004).

*** Significativo a 1%.

Pela Tabela 4, é possível perceber que as variações diárias do Ibovespa e do S&P estão correlacionadas, o que pode diminuir a eficiência da diversificação de curto prazo usando ativos do mercado brasileiro e do estadunidense. No entanto, não há evidências de que os dois índices sigam um comovimento no longo prazo, sugerindo que a diversificação pode ser eficiente no longo prazo.

Tabela 5: Resultados dos Modelos para os Períodos de Queda

Período	Variável Dependente:			Correção dos Desequilíbrios de Curto Prazo
	Variação diária do Ibovespa	Constante	Variação Diária do S&P 500	
Período de Queda 1	Coefficiente	-163,32	46,67	-0,0503
	Erro Padrão	(78,08)**	(3,25)***	(0,0143)***
	R ²	0,6374		
Período de Queda 2	Coefficiente	-141,61	43,27	-0,0309
	Erro Padrão	(63,07)**	(4,13)***	(0,0179)*
	R ²	0,6109		

Fonte: Elaboração Própria de acordo com os resultados da pesquisa.

Obs.: Erros padrão robustos segundo a correção de Newey-West, feita através do pacote sandwich (Zeileis, 2004).

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

Já para os períodos ambientados por crise (caracterizado por tendências de queda do Ibovespa) a relação entre o mercado brasileiro e o estadunidense persiste também no longo prazo. Pela Tabela 5, é possível ver que os desequilíbrios de curto prazo para o primeiro período de queda foram corrigidos 5,03% ao dia, e para o segundo período de queda a correção foi de 3,09% ao dia.

Esse resultado pode se dever a um efeito contágio das crises financeiras desses períodos, que pode ter gerado maior sincronia entre os dois mercados, de acordo com as colocações de Corsetti et al (2005), Kaminsky & Reinhart (2000) e Longstaff (2010). Isso sugere, então, que para períodos de crise financeira o efeito contágio pode diminuir a eficiência da diversificação internacional não só no curto prazo, mas também no longo prazo.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho se propôs a verificar alguns indícios quanto à possibilidade de diversificação internacional (entre os mercados financeiros brasileiro e estadunidense) analisando as relações de curto e de longo prazo entre os índices Ibovespa e S&P 500, buscando evidências dessas relações em períodos de alta e de queda no mercado financeiro brasileiro. O resumo dos resultados pode ser visto na Tabela 6.

Tabela 6: Resumo dos Resultados

Período	Cointegração	Modelo	Relação de Dependência	Correção dos Desequilíbrios de Curto Prazo	Indícios quanto à Diversificação Internacional
Completo	Não	Regressão Linear com séries em primeira diferença	Curto Prazo	-	Ineficaz no Curto Prazo e Eficaz no Longo Prazo
Alta	Não	Regressão Linear com séries em primeira diferença	Curto Prazo	-	Ineficaz no Curto Prazo e Eficaz no Longo Prazo
Queda 1	Sim	Modelo de Correção de Erros	Longo Prazo	5,03% ao dia	Ineficaz
Queda 2	Sim	Modelo de Correção de Erros	Longo Prazo	3,09% ao dia	Ineficaz

Fonte: Elaboração Própria de acordo com os resultados da pesquisa

Conforme a Tabela 6, quando foi analisado o período de janeiro de 2000 a julho de 2012, apenas a relação de curto prazo (entre as variações diárias) foi significativa, não havendo evidências de cointegração entre as séries.

Quando foram analisados os dois períodos de queda, ambientados pela crise financeira de 2008 e da Zona do Euro, tanto as relações de curto prazo quanto as de longo prazo foram significativas. Ou seja, nos períodos de crise financeira, a dependência do Ibovespa ao S&P 500 se intensifica, persistindo além das variações diárias. Quando foi analisado o período de tendência de alta do índice brasileiro, a cointegração entre as séries também foi refutada, podendo concluir a respeito apenas da relação entre as variações diárias dos índices.

O motivo para o fortalecimento da relação entre esses índices durante as crises financeiras pode ter sido o efeito contágio das crises financeiras, que pode ter intensificado as

relações entre os mercados analisados, formando indícios de que a capacidade da diversificação internacional em diminuir os riscos de portfólios para esses períodos é menor.

Já para períodos de estabilidade e crescimento, a dependência do Ibovespa ao mercado estadunidense não persiste no longo prazo, oferecendo indícios de que a diversificação internacional poderia ser útil nessas épocas, desde que feita para períodos mais longos, já que para o curto prazo, a relação é significativa.

Sugere-se que trabalhos futuros testem os resultados da diversificação internacional, através da simulação de carteiras considerando os períodos analisados, para análise dos indícios encontrados no presente estudo.

REFERÊNCIAS

- BM&FBovespa. (2013). *Índice Bovespa - Ibovespa*. Acesso em 07 de Dezembro de 2013, disponível em BM&FBovespa - A Nova Bolsa: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoIndice.aspx?Indice=IBOVESPA&Idioma=pt-BR>
- Brooks, C. (2007). *Introductory econometrics for finance*. New York: Cambridge University Press.
- Bruni, A. L., Fuentes, J., & Famá, R. (1998). A moderna teoria de portfólios e a contribuição dos mercados latinos na otimização de carteiras internacionais: evidências empíricas recentes (1996-1997). Em III Semead. São Paulo: FEA-USP.
- Corsetti, G., Pericoli, M., & Sbracia, M. (2005). 'Some contagion, some interdependence': More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24, pp. 1177-1199.
- Dornbusch, R., Park, Y. C., & Claessens, S. (Agosto de 2000). Contagion: understanding how it spreads. *The World Bank Researcher Observer*, 15(2), pp. 177-197.
- Eiteman, D. K., Stonehill, A. I., & Moffett, M. H. (2007). *Administração financeira internacional* (9ª ed.). Porto Alegre: Bookman.
- Engle, R. F., & Granger, C. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Famá, R., & Pereira, L. M. (2003). Diversificação Internacional de portfólios e a integração de mercados em desenvolvimento na América Latina e Estados Unidos. Em IV Semead. São Paulo: FEA-USP.
- Gaio, L. E., & Rolim, R. C. (2007). Interferência dos mercados externos sobre o Ibovespa: uma análise utilizando autorregressão vetorial estrutural. Em X Semead. São Paulo: FEA-USP.

- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*(2), pp. 111-120.
- Gujarati, D. N. (2000). *Econometria básica* (3ª ed.). São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, 51, pp. 145-168.
- Longstaff, F. A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97, pp. 436–450.
- Markowitz, H. (Março de 1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1).
- Mirandola, C. S. (2010). Globalização financeira e integração de mercados financeiros nacionais. São Paulo, Faculdade de Direito - Universidade de São Paulo.
- Morettin, P. A. (2011). *Econometria Financeira: um curso em séries temporais financeiras* (2ª ed.). São Paulo, Edgard Blucher.
- Nogueira, E. M., & Lamounier, W. M. (2008). Contágio entre mercados de capitais emergentes e desenvolvidos: evidências empíricas e reflexos sobre a diversificação internacional de portfólios. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(2), pp. 267–286.
- R Core Team. (2013). R: A language and environment for statistical computing. Viena, Áustria. Fonte: <http://www.R-project.org/>
- Ryan, J. A. (2013). quantmod: Quantitative Financial Modelling Framework. Fonte: <http://CRAN.R-project.org/package=quantmod>
- S&P 500. (Setembro de 2013). Fonte: S&P 500: <http://www.spindices.com/indices/equity/sp-500>
- Solnik, B. H. (Maio de 1974). The international pricing of risk: an empirical investigation of the world capital market structure. *The Journal of Finance*, 29(2), pp. 365-378.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series* (3ª ed.). New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Valor Econômico. (12 de Setembro de 2013). *Bolsa divulga nova metodologia de cálculo do Ibovespa*. Acesso em 07 de Dezembro de 2013, disponível em Valor Econômico: <http://www.valor.com.br/financas/3267682/bolsa-divulga-nova-metodologia-de-calculo-do-ibovespa>
- Vartanian, P. R. (2012). Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. *RAC*, 16(4), pp. 608-627.

Wuertz, D. (2013). fUnitRoots: Trends and Unit Roots. Fonte: <http://CRAN.R-project.org/package=fUnitRoots>

Zeileis, A. (2004). Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators. *Journal of Statistical Software*, 11(10), pp. 1-17.

Zeileis, A., & Hothorn, T. (2002). Diagnostic Checking in Regression Relationships. Fonte: <http://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/>