

RELAÇÃO CONTEMPORÂNEA E CAUSAL ENTRE VOLUME-RETORNO EM DIFERENTES MERCADOS

FERNANDA MARIA MÜLLER

UFSM - Universidade Federal de Santa Maria
fernandamaria.muller@yahoo.com.br

SERGIO GUILHERME SCHENDLER

UFSM - Universidade Federal de Santa Maria
sergio.schlender1@gmail.com

PAULO SERGIO CERETTA

UFSM - Universidade Federal de Santa Maria
ceretta10@gmail.com

RELAÇÃO CONTEMPORÂNEA E CAUSAL ENTRE VOLUME-RETORNO EM DIFERENTES MERCADOS

1. INTRODUÇÃO

Dados os impactos mais abrangentes de crises financeiras e a comprovação de estudos empíricos sobre a correlação entre os mercados, tem-se questionado sobre como se daria a relação entre retorno e volume de negociação quando deparadas a uma nova informação ou quanto às informações contidas no volume de negociação. Para a primeira situação, modelos como os de mistura de distribuição, no qual se supõem que retorno e volume devam reagir simultaneamente à chegada de uma nova informação (Clark, 1973); e o de informação sequencial, no qual as reações da relação entre volume e retorno vão sendo determinadas por um fluxo sequencial de informações (Copeland, 1976), foram usados para tentar explicar tal relacionamento. Para a segunda situação, modelos como os de Blume, Easley e O'hara (1994) e Wang (1994) denotam que o volume poderia trazer informações importantes para a interpretação do preço (retorno).

As principais evoluções desses modelos concentram-se na estimação do cruzamento das autocorrelações entre as variáveis. Nelas, o cruzamento poderia ser produto de um conjunto de autocorrelações e de correlações contemporâneas entre volume e retorno de diferentes mercados (veja trabalhos empíricos como de Chen, 2012; Darwish, 2012). Assim, quando deparadas por uma nova informação, seria possível estimar um padrão de comportamento dos mercados analisados, por meio do grau de ajustamento das variáveis subjacentes. No entanto, há trabalhos que verificam que as informações não se ajustam de forma imediata ao mercado para a análise da relação entre volume e retorno (LO; MACKINLAY, 1990).

Alguns trabalhos empíricos procuraram resolver esse impasse: usando regimes de Markov, Chen (2012) procura estimar a relação de curto prazo e de longo prazo entre o retorno e do volume. Ning e Wirjanto (2009) utilizam uma abordagem de cópulas para capturar a dependência e assimetria entre retorno e volume de negociação para países emergentes do Leste Asiático. Darwish (2012) utiliza um modelo GARCH para testar a relação contemporânea e causalidade de Granger entre volume e retorno da Palestina.

Chuang, Kuan e Lin (2009) e Gebk e Wohar (2013), no entanto, buscaram uma análise mais completa da relação entre volume e retorno, utilizando o modelo de Regressão Quantílica. O primeiro encontrou efeitos heterogêneos na causalidade entre retorno e volume. Entretanto o segundo encontrou relação de causalidade positiva entre retorno e volume, e referendou o uso de modelos de equilíbrio (autorregressivos), como a Regressão Quantílica.

Diante disso, o presente estudo tem o objetivo de analisar a relação entre retorno e o volume de negociação para Brasil, Alemanha, Hong Kong, Canadá, África do Sul e Austrália, no período de 24/06/2004 a 10/05/2013, por meio do modelo de Regressão Quantílica. Para cada mercado foi utilizada uma *proxy*, o índice *Morgan Stanley Capital International* (MSCI). A escolha dos dados deu-se com o intuito de verificar um possível efeito das informações na relação entre retorno e volume em mercados de diferentes regiões mundiais. Trabalhos anteriores são restritos a classificações geográficas ou econômicas. Além disso, serão investigados os efeitos dessa relação numa amostra menos restritiva em comparação a estudos como os de Chuang, Kuan e Lin (2009) e Gebk e Wohar (2013).

O artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2 é feito um escopo sobre a relação entre retorno e volume, bem como a apresentação de trabalhos empíricos que analisaram essa relação. Na seção 3 são delineados os procedimentos metodológicos do estudo, com a apresentação dos dados e descrição da relação contemporânea e causal em quantis. Na seção 4, delineiam-se os resultados obtidos dessas relações e comparados com

estudos anteriores. Na seção 5 são dadas considerações finais relativas aos principais resultados encontrados, aos objetivos e contribuições do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 EMBASAMENTO TEÓRICO

Há um grande interesse por parte de estudiosos de econometria e finanças no avanço das modelagens de transmissão e impacto nos retornos, volume e volatilidade de ativos e mercados. Esse interesse reside na busca de aperfeiçoar o poder explicativo e preditivo da relação entre essas variáveis, dando suporte para agentes interessados que se beneficiem com a observação do comportamento em diferentes cenários.

Nesse sentido, pode-se dividir os respectivos estudos em grandes modelos, de acordo com a decisões do agente (Teoria dos Jogos) e a eficiência do mercado (FAMA, 1970): i) não estratégicos, que seguem uma análise estocástica do comportamento de variáveis como retorno, volume e volatilidade, e; ii) estratégicos ou comportamentais, em que leva em consideração as decisões dos agentes na relação dessas variáveis.

Seguindo a linha estocástica, os estudos analisam essas relações de acordo com a entrada de informações, entre os quais podem se destacam dois modelos principais: i) o da hipótese da mistura de distribuição (MDH) de Clark (1973), na qual haveria forte relação causal entre volume e retornos de acordo com as informações do mercado, e uma relação não causal entre volume e volatilidade, fazendo com que o equilíbrio num determinado mercado seja simultâneo à chegada de uma informação, e; ii) o de fluxo de informações sequencial de Copeland (1976), na qual apresentaria uma causalidade entre as variáveis que não seria simultânea, mas sim ocorreram equilíbrios transitórios entre eles. Haveria, portanto, uma causalidade bi-direcional entre as variáveis, mas não simultânea à entrada de uma informação.

Ainda sobre o papel da informação, Wang (1994) apresenta um modelo de informação assimétrica que potencializa a relevância dessa relação. Estendendo o estudo de Campbell, Grossman e Wang (1993), no qual os retornos tendem a ser revertidos quando acompanhados por altos volumes, ele prova que essa relação é alterada quando ocorre assimetria na entrada de informação, já que considera os agentes heterogêneos na captação de informação e na oportunidade de investimento. Nessa nova perspectiva, ocorre um aperfeiçoamento dos estudos para que a relação entre as variáveis sejam verificadas ao longo de um período de tempo, denotada por avanços nos métodos que avaliam a relação de causalidade (impacto entre as variáveis) bem como de contágio (choques dos distúrbios na relação entre as variáveis) (GAGNON; KAROLYI, 2009).

2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Ao longo dos anos, diversos trabalhos tem se interessado pelas relações existentes entre as variáveis retorno e volume. Algumas evidências afirmam que os retornos passados interferem no volume futuro de negociação do mercado acionário. Glaser e Weber (2009) procuram em seu estudo analisar se essa relação é verdadeira para um conjunto de investidores individuais. Com dados em painel de 3000 investidores, os autores identificaram que os retornos passados afetam o volume de negociação de investidores individuais, bem como elevados retornos levam os investidores à tomada de decisão mais arriscada, devido à autoconfiança ao auferir resultados lucrativos, com base nos retornos passados. Chuang, Kuan e Lin (2009) utilizando uma abordagem de Regressão Quantílica analisam a relação causal entre retorno e volume de negociação para três índices de mercado, o *New York Stock Exchange* (NYSE), a *Standard & Poor 500* (S&P 500) e *Financial Times-Stock Exchange 100* (FTSE 100). Como principais resultados, os autores identificaram que a relação causal entre as duas variáveis se comporta de maneira distinta ao longo dos quantis. Em quantis

inferiores, há relação causal negativa entre retorno e volume e em quantis superiores uma relação positiva. Estendendo a análise feita nesse trabalho, Gebk e Wohar (2013) por meio da Regressão Quantílica analisam a relação causal entre retorno e volume de negociação para países os da Bacia do Pacífico e para os Estados Unidos. A análise permitiu evidenciar resultados semelhantes aos encontrados por Chuang, Kuan e Lin (2009), relação negativa nos quantis inferiores, que estão associados aos piores retornos e relação positiva, nos quantis superiores, associados aos melhores retornos de mercado. Dessa forma, os autores concluíram que o modelo de Regressão Quantílica permite uma análise mais completa da relação estocástica entre as variáveis, comparado ao modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, pois permite analisar a variável de interesse nos diversos quantis da distribuição, ao invés de ter somente uma reta de regressão (baseada na média).

Com uso da abordagem de Regimes de Markov, Chen (2012) examina a relação entre volume de negociação e retornos das ações procurando identificar uma relação assimétrica em mercados de alta e de baixa. Usando dados mensais do S&P 500 de 1973 a 2008, o autor identifica que no mercado dos Estados Unidos, os retornos de ações estão negativamente correlacionados com o volume nos mercados em baixa e em mercados de alta há correlação positiva. Diferentemente, Ning e Wirjanto (2009) utilizam uma abordagem de cópulas para capturar a dependência e assimetria entre retorno e volume para países emergentes do Leste Asiático, no período de 1997 a 2007. Com a análise de cópulas pode-se identificar que retornos elevados estão associados a grandes volumes de negociação, todavia retornos baixos não apresentam dependência com o volume de negociação. Por fim, Darwish (2012) usa causalidade de Granger e identifica efeitos bi-direcionais entre volume e retorno semanais do índice de mercado Palestino no período de Outubro de 2000 a Agosto de 2010.

Um dos primeiros estudos que investiga a relação entre volume de negociação e a volatilidade dos retornos foi desenvolvido por Karpoff (1987). Nesse trabalho o autor identificou que existe correlação positiva entre volume de negócios e a volatilidade dos retornos. Posteriormente, alguns estudos foram desenvolvidos para verificar se tal relação e hipótese eram consistentes no comportamento entre as variáveis. Alsubaie e Najan (2009) analisaram a relação entre volume e a volatilidade no mercado de câmbio. Por meio de um modelo GARCH (*Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*), para os países mais representativos do Oriente Médio, concluíram que a volatilidade de pequenas empresas pode ser prevista pela volatilidade de grandes empresas, devido ao efeito transbordamento que há de instituições maiores para as menores. Além disso, o volume negociação não é significativo para explicar a volatilidade e não reduz a persistência da mesma nos países do Oriente Médio analisados, corroborando com a hipótese de Clark (1973). Ané e Ureche-Rangau (2008) com um modelo de Mistura Bivariada (BMM), ampliando o estudo de Clark (1973), analisaram a interdependência temporal entre 6 ações do índice 50 - *London Stock Exchange*, para o período de janeiro de 1990 a maio de 2001. Com os resultados desse estudo, constatou-se que o volume de negociação e a volatilidade da série analisada apresentam interdependência suave de curto prazo, no entanto, não apresentam de longo prazo.

Sob essa mesma temática, presencia-se estudos que verificaram a relação entre retornos de ações e a sua volatilidade. Essa relação tem sido desenvolvida com base nos modelos da família ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) e GARCH. Li, *et al.* (2005) analisa a relação entre retornos e volatilidade de doze mercados acionários internacionais, durante janeiro de 1980 a dezembro de 2001. Com o uso do modelo EGARCH-M (*Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic - Mean*) identificou-se relação positiva, todavia não significativa para a relação entre retornos e volatilidade das ações. No entanto, fazendo uso de uma especificação semiparamétrica de variância condicional, obteve-se como resultado uma relação negativa entre retorno esperado

e volatilidade em seis dos doze mercados analisados. Esse resultado é corroborado também por Liu, Margaritis e Wang (2012), que ao propor uma relação entre retornos e volatilidade das ações do mercado americano por meio de cadeias de Markov, identificou efeitos assimétricos dos retornos em períodos de alta e baixa volatilidade, sendo mais forte em períodos de alta volatilidade.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O presente estudo analisa a relação contemporânea e causal entre volume e retorno para seis mercados mundiais: Brasil, Alemanha, Hong Kong, Canadá, África do Sul e Austrália. Para representar o índice de cada mercado de ações utilizou-se a *Morgan Stanley Capital International (MSCI)*, valor-índice ponderado, que representa aproximadamente 90% do valor das Bolsas de Valores desses países no mercado global. As amostras de cada país compreendem o período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013, sendo compostas por 2236 observações diárias das séries de preço e volume financeiro cotados em dólares.

Primeiramente, analisou-se a presença de raiz unitária das séries estudadas. Para tanto, utilizou-se o teste Dickey-Fuller aumentado via Mínimos Quadrados Generalizados. Com base no teste de Dickey-Fuller aumentado, identificou-se que o volume de negociação não apresenta raiz unitária, sendo estacionário em nível (p-valor >0,05), contudo, os preços dos índices de cada mercado não são estacionários (p-valor <0,05). Dessa forma, calcularam-se os retornos de cada mercado pela primeira diferença logarítmica dos preços, conforme $r_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}$, onde $r_{i,t}$ é log-retorno da série analisada no período t , e $\ln P_{i,t}$ e $\ln P_{i,t-1}$ é o logaritmo do preço em t e $t-1$. Para assegurar que as séries tornaram-se estacionárias realizou-se o teste de Dick-Fuller aumentado para os retornos I(1).

Com as séries estacionárias prosseguiu-se a análise da relação causal e contemporânea entre volume e retorno, por meio do modelo de Regressão Quantílica, proposto por Koenker e Bassett (1978). A principal vantagem desse método é estimar diretamente um quantil específico ao invés de uma distribuição conjunta, bem como não possuir restrições sobre a distribuição do erro e das variáveis analisadas. Além, de ser uma técnica útil para variáveis que normalmente apresentam excesso de curtose e assimetria.

Diante disso, com o intuito de verificar se essa relação se mantém em mercados distintos aos dos estudos realizados anteriormente, optou-se em utilizar esse modelo para analisar a relação entre volume de negociação e log-retornos de seis mercados mundiais: Brasil, Alemanha, Hong Kong, Canadá, África do Sul e Austrália. Os quantis analisados são os 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8 e 0.9. Acredita-se, que esses quantis apresentam informações suficientes para a análise da relação contemporânea e causal. Dessa forma, com base nas especificações quantílicas, primeiramente se analisou a relação contemporânea, que se refere às que ocorrem no mesmo período temporal, conforme demonstrado nas Equações [1] e [2].

$$Qr_{i,t}(\tau) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau)v_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \tau = 0.1, \dots, 0.9, \quad [1]$$

na Equação [1] $Qr_{i,t}(\tau)$ representa o retorno de cada quantil do mercado i no tempo t , $B_0(\tau)$ o coeficiente linear de cada quantil e $B_1(\tau)v_{i,t}$ o coeficiente angular de volume do mercado i no tempo t .

$$Qv_{i,t}(\tau) = \gamma_0(\tau) + \gamma_1(\tau)r_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \tau = 0.1, \dots, 0.9, \quad [2]$$

na Equação [2] $Qv_{i,t}(\tau)$ representa o retorno de cada quantil do mercado i no tempo t , $\gamma_0(\tau)$ o coeficiente linear de cada quantil e $\gamma_1(\tau)r_{i,t}$ o coeficiente angular de retorno em t do mercado i no tempo t .

Após a análise da relação contemporânea, estimou-se a relação causal entre volume e retorno. Para especificação da causalidade na forma quantílica utilizou-se o modelo de

causalidade de Granger. Com base nessas especificações, estimou-se a causalidade quantílica, conforme as Equações [3] e [4].

$$Qr_{i,t}(\tau) = \delta_0(\tau) + \delta_1(\tau)v_{i,t-1} + \delta_2(\tau)r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \tau = 0.1, \dots, 0.9, \quad [3]$$

onde $Qr_{i,t}(\tau)$ representa o retorno de cada quantil do mercado i no tempo t , $\delta_0(\tau)$ o coeficiente linear de cada quantil e $\delta_1(\tau)v_{i,t-1}$ o impacto do volume defasado do mercado i no tempo $t-1$ e $\delta_2(\tau)r_{i,t-1}$ o retorno defasado do mercado i no tempo $t-1$.

$$Qv_{i,t}(\tau) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau)r_{i,t-1} + \theta_2(\tau)v_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \tau = 0.1, \dots, 0.9, \quad [4]$$

$Qv_{i,t}(\tau)$ representa o volume de cada quantil do mercado i no tempo t , $\theta_1(\tau)r_{i,t-1}$ o coeficiente do impacto do retorno defasado em cada quantil do mercado i no tempo $t-1$ e $\theta_2(\tau)v_{i,t-1}$ volume defasado para cada quantil do mercado i no tempo $t-1$.

4. RESULTADOS

Nesta seção são expostas as estatísticas descritivas dos retornos e volumes de negociação de seis mercados analisados, bem como a relação contemporânea e defasada (causal) entre volume e retorno.

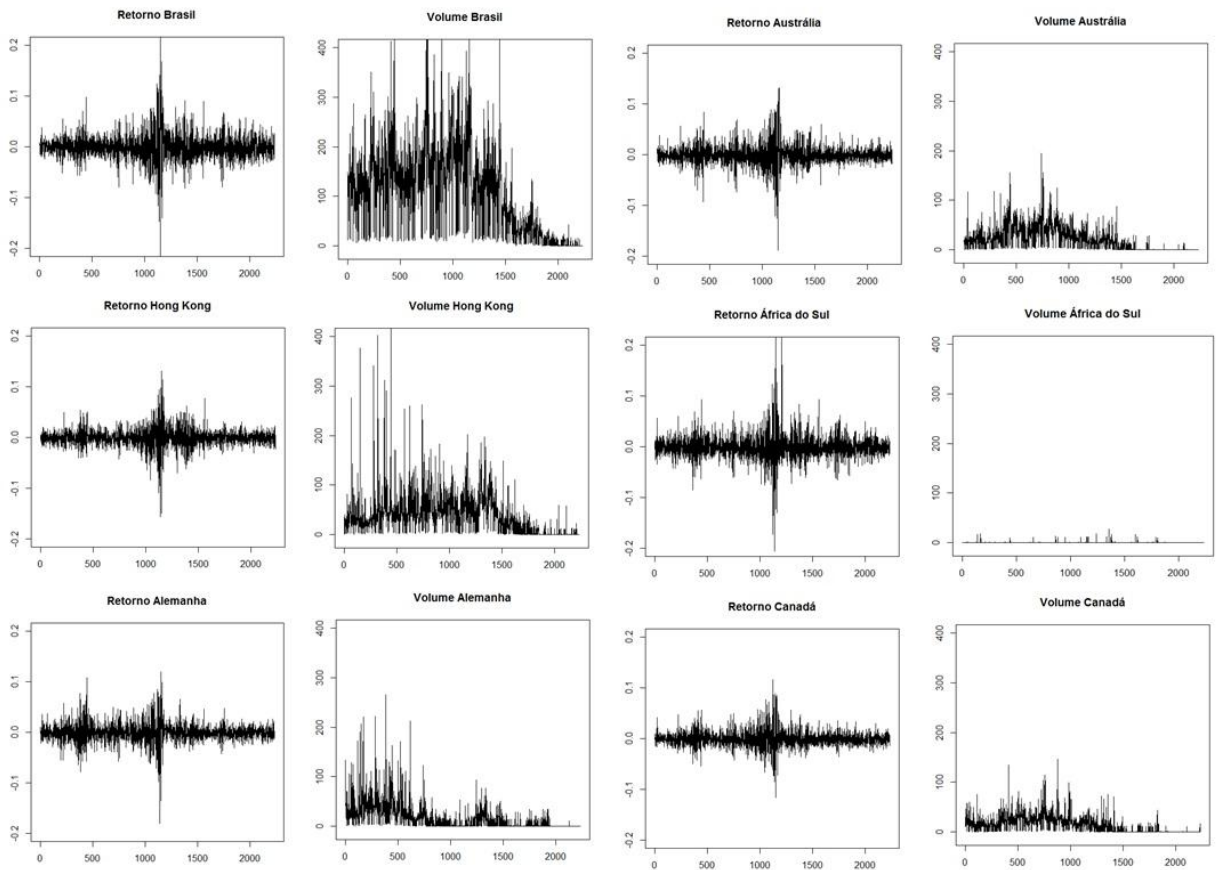


Figura 1- Log-retorno e Volume de negociação para o Brasil, Hong Kong, Alemanha, Austrália, Canadá e África do Sul no período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013. Os valores apresentados na escala do volume de negociação estão divididos por 100000 dólares.

Ao analisar as demonstrações gráficas dos retornos, observa-se que todos os mercados apresentam dois picos, sendo o segundo com maior volatilidade. O último pico está associado à crise norte-americana de 2008, que acarretou um enorme impacto nos retornos do mercado financeiro, gerando incerteza sobre o retorno esperado. Observa-se que as maiores magnitudes foram apresentadas pelos retornos de mercados emergentes como o Brasil e África do Sul (BEKAERT; HARVEY, 1997). Referente às demonstrações gráficas do volume de

negociação, se observa grande instabilidade ao longo da série analisada. Os maiores picos foram obtidos por Brasil e Hong-kong, demonstrando que os investidores apresentaram comportamento distinto em relação à quantidade de volume financeiro nesses mercados ao longo da série analisada, já as menores oscilações são apresentadas pelo mercado da África do Sul. Contudo, nos seis mercados se observa nos últimos anos da série menor variabilidade no volume de negociação.

Para corroborar com a análise das demonstrações gráficas das duas variáveis utilizadas no estudo, analisaram-se as estatísticas descritivas do log-retorno e volume de negociação, conforme os resultados expostos na Tabela 1.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas do log-retorno e do Volume de Negociação para Alemanha, Hong Kong, Brasil, Austrália, Canadá e África do Sul no período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013.

Retorno	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	D. Padrão	Assimetria	Curtose
Alemanha	0,0003	-0,0014	-0,1805	0,1201	0,0187	-0,0396	8,9508
Hong Kong	-0,0004	-0,0007	-0,1566	0,1308	0,0180	-0,1774	10,1460
Brasil	-0,0007	-0,0014	-0,2276	0,2186	0,0255	0,3589	9,3746
Austrália	-0,0005	-0,0012	-0,1879	0,1318	0,0204	0,0735	8,4981
Canadá	-0,0004	-0,0013	-0,1168	0,1165	0,0164	0,5291	6,1887
África do Sul	-0,0005	0,0016	-0,2063	0,2240	0,0240	0,3264	10,3980
Volume	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	D. Padrão	Assimetria	Curtose
Alemanha	1,9732	1,0524	0,0065	26,5415	2,5291	3,2644	19,4664
Hong Kong	1,9732	3,3856	0,0755	49,0749	3,8386	2,9875	22,9198
Brasil	11,8781	12,0532	0,0613	55,5601	8,5620	0,6858	3,8816
Austrália	2,4435	1,9713	0,0116	19,4658	2,2649	1,5289	6,9632
Canadá	1,6705	1,3331	0,0010	14,6372	1,5412	1,9102	9,8935
África do Sul	0,2773	0,2403	0,0010	2,7732	0,2214	2,5068	17,8862

As estatísticas descritivas do retorno e volume de negociação indicam que o retorno médio diário e a mediana de todos os mercados são próximos à zero. No entanto, não se identificou comportamento semelhante ao analisar a média e a mediana do volume de negociação. O mercado brasileiro foi o que apresentou a maior média de volume de negociação. Os mercados da Alemanha, Hong Kong e Canadá apresentaram médias muito próximas, enquanto que mercados como Austrália e África do Sul apresentaram menores níveis de negociação, considerando a média e a mediana desses países. Em relação ao desvio padrão constata-se que o Brasil e África do Sul apresentaram maior dispersão dos retornos, corroborando com as demonstrações gráficas da Figura 1. O desvio padrão por ser utilizado como uma medida estática de volatilidade, dessa forma, concluem-se maior risco nesses mercados comparado aos demais. Esse fato pode ser corroborado pelo padrão encontrado por Bekaert e Harvey (1997) em países emergentes.

Verifica-se na Tabela 1 que o retorno dos seis mercados analisados apresentam excesso de curtose, sendo mais bem representados por uma distribuição leptocúrtica. As assimetrias negativas dos retornos da Alemanha e de Hong Kong indicam maior probabilidade de ocorrência de retornos negativos a retornos positivos, enquanto a assimetria positiva de Brasil, Austrália, Canadá e África do Sul a maior probabilidade de ocorrência de retornos positivos a negativos. Em relação ao volume de negociação, percebe-se que para os seis países analisados a assimetria é positiva, e todos os mercados apresentam excesso de curtose, sendo os maiores valores apresentados pelos volumes de negociação de Hong Kong, Alemanha e África do Sul, respectivamente.

Finalizada a análise das demonstrações gráficas e análise descritiva, procedeu-se a estimação da relação contemporânea e causal entre volume de negociação e retorno para

Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul. A relação contemporânea diz respeito à relação entre duas variáveis quando analisadas no mesmo instante de tempo (t). Algumas hipóteses referentes à análise da relação entre volume de negociação e retorno quando deparadas com as informações do mercado, como a proposta por Clark (1973), afirmam que essa relação pode ser até mesmo bi-direcional. Nesse sentido, estimam-se as relações contemporâneas do volume de negociação explicado pelo log-retorno e do log-retorno explicado pelo volume de negociação, como apresentado nas Tabelas 2 e 3, respectivamente. Além disso, é apresentada a performance da Regressão Quantílica nessas relações em comparação com o modelo convencional de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Na Tabela 2, observa-se uma relação positiva em quantis inferiores somente para Austrália ($\tau = 0.1$ e 0.2) e Canadá ($\tau = 0.1, 0.2, 0.3$). Nos demais mercados não se observa relação significativa, e quando há (Brasil), essa relação não é persistente. Assim, não é possível estabelecer qualquer padrão entre os quantis dos mercados analisados. Além disso, nos mercados analisados as constantes foram significativas em todos os quantis e aumentam de magnitude quando se dirigirem para quantis mais altos.

Tabela 2 - Relação contemporânea do volume explicado pelo log-retorno (t em t) para Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul no período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013

País	Quantil								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Brasil									
Coeficiente	4,4996	22,7279	30,4394	28,5200	8,6881	3,0236	-2,4212	0,5781	-11,127
Teste-t	1,6178	3,4803	1,8332	2,0705	1,10126	0,4016	-0,2523	0,0601	-0,8383
Hong Kong									
Coeficiente	1,1193	6,1170	7,7119	3,7730	-1,5210	0,5757	-2,6084	-3,0570	-0,7392
Teste-t	1,0900	1,4440	1,4686	0,9471	-0,3419	0,1242	-0,4555	-0,3807	-0,0944
Alemanha									
Coeficiente	0,9601	-0,5226	-0,7421	-0,6942	-1,5901	-2,4759	-0,4342	2,4287	-7,5621
Teste-t	1,7638	-0,7684	-0,7525	-0,5096	-0,7462	-0,9477	-0,1138	0,4416	-1,1402
Austrália									
Coeficiente	1,2676	2,4147	2,7217	-0,3993	0,5134	-2,1090	-2,6909	-3,4178	-4,5644
Teste-t	3,3451	2,5463	1,0271	-0,1237	0,1649	-0,6886	-0,8677	-0,6393	-0,8792
África do Sul									
Coeficiente	0,1247	0,0381	-0,0345	-0,0938	-0,1513	-0,0943	-0,2879	-0,1350	-0,0659
Teste-t	1,3592	0,1968	-0,2399	-0,6103	0,1649	-0,5446	-1,2415	0,4280	-0,1554
Canadá									
Coeficiente	2,1870	3,8170	6,6113	1,9852	2,1546	1,8436	0,9543	-1,9604	-3,3253
Teste-t	3,0760	3,6368	3,3027	0,9153	0,9731	0,7724	0,3097	-0,6250	-0,6034

Nota: Os valores em negrito representam o teste t dos coeficientes significativos. Os coeficientes foram obtidos por meio da Equação [2] $Qv_{i,t}(\tau) = \gamma_0(\tau) + \gamma_1(\tau)r_{i,t} + \epsilon_{i,t}$.

Complementando esses resultados, apresenta-se na Figura 3 a comparação do modelo quantílico, com o modelo convencional de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). De acordo com a Figura 3, os valores obtidos pela Regressão Quantílica, não ultrapassaram com exceção dos mercados da Austrália e do Canadá, os limites estabelecidos pelo MQO. No entanto, os coeficientes do estimador convencional também não são significativos. Assim, a Regressão Quantílica não pode ser descartada para uma nova análise desta relação para efeitos de comparação com o MQO.

Para verificar se esse mesmo padrão se confirma quando o volume de negociação é colocado como *proxy* na relação com o retorno, analisou-se a relação contemporânea do retorno sendo explicado pelo volume de negociação, conforme os resultados da Tabela 3.

Tabela 3 - Relação contemporânea do log-retorno explicado pelo volume (t em t) para Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul, para o período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013.

País	Quantil								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Brasil									
Coefficiente	-0,0004	-0,0001	-0,0000	-0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0002	0,0006
Teste-t	-4,5822	-2,3356	-1,1014	-0,6508	1,4497	1,8135	1,8112	4,4612	4,9632
Hong Kong									
Coefficiente	-0,0013	-0,0007	-0,0004	-0,0002	-0,0000	0,0001	0,0005	0,0008	0,0018
Teste-t	-7,8360	-6,9936	-4,1855	-2,8439	-0,0362	2,0564	4,6307	8,1803	9,6718
Alemanha									
Coefficiente	-0,0017	-0,0009	-0,0005	-0,0003	-0,0001	0,0000	0,0003	0,0006	0,0019
Teste-t	-6,6361	-5,2298	-3,9346	-3,0272	-0,9669	0,4371	2,1263	2,6624	6,9380
Austrália									
Coefficiente	-0,0029	-0,0013	-0,0009	-0,0005	-0,0000	0,0004	0,0007	0,0013	0,0029
Teste-t	-13,0653	-6,86312	-5,26778	-3,2283	-0,1985	2,5594	3,9688	6,25178	7,6603
África do Sul									
Coefficiente	-0,0201	-0,0107	-0,0056	-0,0031	-0,0013	0,0018	0,0035	0,0089	0,0250
Teste-t	-6,5442	-5,45903	-2,7567	-1,4127	-0,7499	0,8771	1,4532	2,9965	6,3073
Canadá									
Coefficiente	-0,0020	-0,0010	-0,0003	-0,0002	-5,e-005	4,e-005	0,0006	0,0014	0,0031
Teste-t	-6,7481	-3,6208	-1,1720	-0,9471	-0,2762	0,2284	2,5191	6,5170	9,0468

Nota: Os valores em negrito representam o teste t dos coeficientes significativos. Os coeficientes foram obtidos por meio da Equação [1] $Qr_{i,t}(\tau) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)v_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Ao analisar os resultados da relação contemporânea do retorno sendo explicado pelo volume de negociação (t em t), verifica-se que os coeficientes se comportam de maneira distinta ao longo dos quantis, bem como apresentam comportamentos mais persistentes em quantis extremos. Na extremidade inferior de todos os países analisados, nota-se uma relação significativa negativa, no qual denota uma situação em que quanto menores os retornos, maiores pode se apresentar os volumes de negociação nesses mercados. Contudo, se observa um padrão oposto nos quantis superiores, que estão associados aos maiores retornos de mercado, no qual é identificada uma persistência positiva entre os retornos com o volume de negociação. Os resultados encontrados em ambos os quantis, corroboram com a descrição de Chen (2012), no qual em quantis inferiores se conjectura uma possível situação de recessão: há um aumento no número de agentes tentando vender seus ativos, dado que a maioria deles tenha perdido considerável montante financeiro, evidenciando um padrão de relação negativa entre volume e retorno. Já em quantis superiores podem ser conjecturados por uma expectativa positiva dos investidores sobre os retornos futuros. Sobre este cenário, infere-se a ocorrência de um momento de euforia no mercado financeiro, que leva a um maior número de negociações, em consequência da possibilidade de retornos positivos.

Esse padrão encontrado tanto em quantis inferiores e superiores são também identificados nos trabalhos de Lee e Rui (2000), Khan e Rizwan (2008) e Darwish (2012). Teoricamente, Darwish respalda esse padrão na hipótese de mistura de distribuição (MDH) proposta por Clark (1973). Esta hipótese mostra que a relação dos retornos em uma única transação está condicionada ao volume dessa operação. No entanto, como não ocorre a mesma relação na influência do retorno sobre os volumes de negociação, e quando ocorre relação significativa não é persistente, a influência simultânea de retorno e volume de negociação defendida pela hipótese aparenta não ser consistente nos mercados estudados.

Além disso, apresenta-se na Figura 3, a demonstração gráfica da relação contemporânea do retorno sendo explicado pelo volume em comparação com o modelo MQO. Como observado verifica-se que os coeficientes quantílicos ultrapassam o intervalo de confiança MQO nos quantis inferiores e os valores críticos máximos nos quantis superiores.

Assim, a Regressão Quantílica analisa com maior dinamismo o padrão encontrado nesta relação, se comparada com a alternativa estática proposta pelo estimador por MQO.

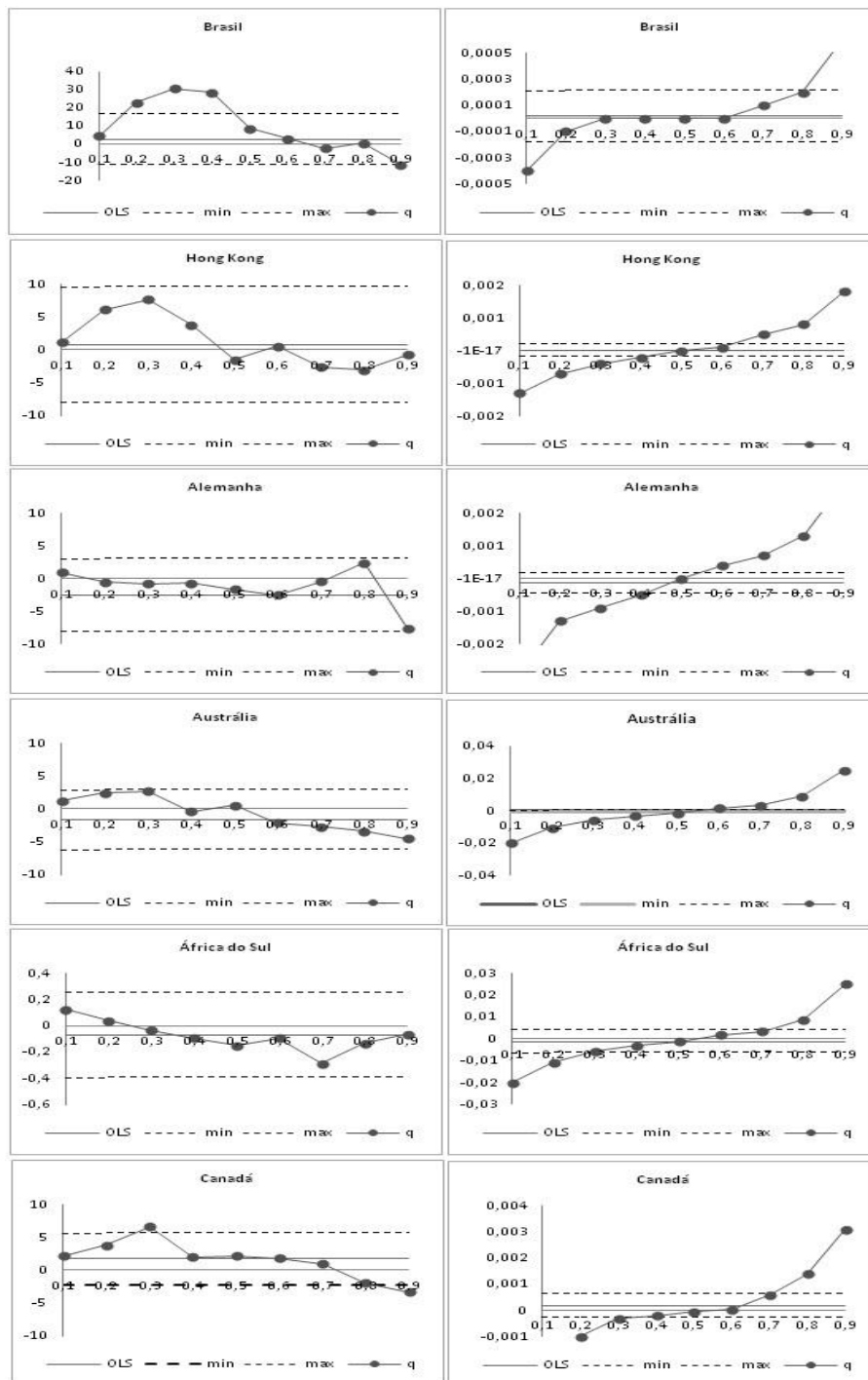


Figura 3 - Relação contemporânea (t em t) do volume explicado pelo log-retorno (esquerda) e log-retorno explicado pelo volume (direita) para Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul, para o período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013.

Nota: Linha contínua se refere à estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a linha pontilhada ao intervalo de confiança MQO, e a linha contínua com pontos se refere à estimação Quantílica.

Após análise da relação contemporânea prosseguiu-se a análise da relação causal. A relação causal diz respeito à relação entre duas variáveis quando analisadas com suas

informações defasadas ($t-1$). Alguns modelos referentes à análise da relação entre volume de negociação e retorno quando deparadas com as informações defasadas são propostos (BLUME; EASLEY; O'HARA, 1994). Nesse sentido, para identificar a existência de relação causal entre retorno e volume de negociação, procedeu-se primeiramente a análise da relação causal de log-retornos sendo explicados pelos volumes de negociação nos mercados analisados, conforme resultados apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Relação de causalidade (defasado em $t-1$) entre log-retorno sendo explicado pelo volume de negociação para Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul no período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013.

Quantil	Quantil								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Brasil									
Coefficiente (δ_1)	-0,0006	-0,0003	-3,e-005	8,e-005	0,0003	0,0004	0,0006	0,0007	0,0011
Teste-t	-6,5085	-3,8771	-0,6976	1,5220	6,3053	8,7102	9,7160	9,0493	9,7900
Coefficiente (δ_2)	0,0368	0,0498	0,0284	0,0283	0,0293	0,0260	-0,0016	-0,0222	-0,0042
Teste-t	1,2360	2,1122	1,5331	1,4589	1,8975	1,5528	-0,0766	-0,8633	-0,1142
Hong Kong									
Coefficiente (δ_1)	-0,0017	-0,0009	-0,0005	-0,0003	0,0000	0,0004	0,0007	0,0015	0,0024
Teste-t	-12,2005	-8,7295	-5,5607	-3,4122	0,4282	5,1646	7,9751	15,9086	16,5130
Coefficiente (δ_2)	-0,1194	-0,0994	-0,0977	-0,0875	-0,1069	-0,0787	-0,1099	-0,1294	-0,1478
Teste-t	-4,1367	-4,4218	-5,2297	-5,4343	-7,1313	-4,8178	-5,6345	-6,2956	-4,7953
Alemanha									
Coefficiente (δ_1)	-0,0019	-0,0006	-0,0004	-0,0002	3,e-005	0,0005	0,0007	0,0015	0,0032
Teste-t	-7,1784	-4,1314	-3,2613	-1,9141	0,2610	3,7189	4,4819	7,4723	13,3663
Coefficiente (δ_2)	-0,0863	-0,0667	-0,0316	-0,0272	-0,0393	-0,0541	-0,0143	-0,0441	-0,0120
Teste-t	-2,3863	-3,1677	-1,8756	-1,6494	-2,2326	-2,9377	-0,6442	-1,6767	-0,3699
Austrália									
Coefficiente (δ_1)	-0,0029	-0,0015	-0,0007	-0,0002	0,0005	0,0010	0,0018	0,0023	0,0042
Teste-t	-11,5333	-8,44295	-4,6121	-1,0060	3,1002	6,4483	8,7739	9,5344	13,7466
Coefficiente (δ_2)	-0,1131	-0,0702	-0,0619	-0,0669	-0,0616	-0,0405	-0,0749	-0,0835	-0,1316
Teste-t	-4,0687	-3,4942	-3,4778	-3,6822	-3,5063	-2,4071	-3,3272	-3,1107	-3,8456
África do Sul									
Coefficiente (δ_1)	-0,0201	-0,0107	-0,0056	-0,0031	-0,0013	0,0018	0,0035	0,0089	0,0250
Teste-t	-9,5457	-6,9609	-2,2403	-1,0869	2,5049	3,8138	5,1705	9,9682	16,3085
Coefficiente (δ_2)	-0,0804	-0,0421	-0,0395	-0,0810	-0,0631	-0,0645	-0,0473	-0,0473	-0,0195
Teste-t	-3,5841	-2,6216	-2,1108	-5,1958	-4,4574	-3,8040	-2,2129	-2,3782	-0,8342
Canadá									
Coefficiente (δ_1)	-0,0024	-0,0010	-0,0001	0,0004	0,0005	0,0007	0,0015	0,0023	0,0041
Teste-t	-7,81103	-3,67094	-0,5023	2,3705	2,3774	3,5122	7,2506	9,2897	8,9436
Coefficiente (δ_2)	-0,0053	-0,0139	0,0163	0,0104	0,0394	0,0573	0,0562	0,0586	-0,0032
Teste-t	-0,1796	-0,5257	0,8045	0,5928	2,0665	3,0048	2,9678	2,5598	-0,0747

Nota: Os valores em negrito representam os coeficientes significativos. Os coeficientes dessa tabela foram estimados por meio da Equação [3] $Qr_{i,t}(\tau) = \delta_0(\tau) + \delta_1(\tau)v_{t-1} + \delta_2(\tau)r_{t-1}$

Verifica-se uma persistência significativa de uma relação negativa entre retorno de hoje e o volume de negociação do dia anterior em quantis inferiores, e de uma relação positiva dessas variáveis em quantis superiores. O padrão em quantis superiores corrobora com o encontrado por Ning e Wirjanto (2009). Em relação ao padrão encontrado tanto nas extremidades inferiores como superiores, corrobora-se com os trabalhos de Chuang, Kuan e Lin (2009) e Gebk e Wohar (2013). Também é o mesmo padrão verificado na relação contemporânea do retorno sendo explicado pelo volume por Chen, 2012. Assim, conclui-se que o volume de negociação pode ser utilizado como uma *proxy* para avaliar os retornos dada a influência dos seus valores passados. Teoricamente, o padrão encontrado pode ser relacionado com o modelo de Blume, Easley e O'hara (1994), no qual demonstraram uma

influência do volume na qualidade das informações dos negociantes, que não pode ser deduzido a partir de movimentos de retornos passados (ver também Gebk e Wohar (2013)).

Referente às informações passadas do retorno, verifica-se uma influência negativa e significativa, com os retornos de hoje, com exceção do Brasil e Canadá. Esses resultados se comportam de maneira distinta aos pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na forma fraca, na qual a dependência entre os retornos deveria ser nula ou não significativa, inexistindo relação com os retornos passados (FAMA, 1970).

Posteriormente a análise da influência das informações passadas do volume no retorno dos mercados, estimou-se a relação causal de informações defasadas do retorno no volume dos mercados selecionados. Os resultados estão dessa análise são apresentados na Tabela 5. Observam-se que há um padrão significativo nessa relação em quantis mais baixos de volume somente para Austrália e Alemanha. Nos demais mercados não há relações significativas e persistentes nesses quantis. Para os quantis superiores ocorrem relações significativas, peculiarmente na Alemanha, mas essa relação não é persistente. Esses resultados diferem dos encontrados por Glaser e Weber (2009) e Chuang, Kuan e Lin (2009), no qual identificaram um padrão consistente nesta relação.

Tabela 5 – Relação de causalidade (defasado em t-1) do volume de negociação sendo explicado pelo log-retorno do Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul causal, para o período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013.

Quantil	Quantil								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Brasil									
Coefficiente (θ_1)	-0,3582	-0,3107	2,3333	4,3269	3,0351	4,0773	4,9390	11,6714	10,9417
Teste-t	-0,2473	-0,2437	1,6546	2,7187	1,6937	1,7329	1,8184	3,7521	1,7535
Coefficiente (θ_2)	0,6195	0,7340	0,8060	0,8700	0,9350	1,0062	1,0866	1,1717	1,2971
Teste-t	143,499	193,190	191,811	183,457	175,091	143,515	134,258	126,406	69,7575
Hong Kong									
Coefficiente (θ_1)	1,2367	0,5780	1,0900	-3,0936	-3,1787	-3,3847	-0,0922	-0,1605	6,7637
Teste-t	1,5107	0,4906	0,8052	-1,9199	-1,48414	-1,7009	-0,0296	-0,0441	1,1944
Coefficiente (θ_2)	0,3520	0,4885	0,5954	0,7039	0,7740	0,8576	0,9673	1,0818	1,3206
Teste-t	91,0718	87,8252	93,1643	92,5266	76,5406	91,2787	65,9644	62,9260	49,3901
Alemanha									
Coefficiente (θ_1)	0,9605	0,9753	1,0102	1,3653	1,4374	1,8531	2,2397	1,3545	-2,2163
Teste-t	2,7097	2,4214	1,9198	2,0763	1,7907	1,5805	1,6071	0,7374	-0,7318
Coefficiente (θ_2)	0,2643	0,3818	0,4925	0,5746	0,6845	0,8219	0,9704	1,1908	1,5507
Teste-t	100,012	127,144	125,535	117,207	114,374	94,0173	93,3838	86,9547	68,6767
Austrália									
Coefficiente (θ_1)	0,9345	1,3404	1,7234	1,7544	2,1541	2,7122	2,3057	1,5151	0,2049
Teste-t	3,3837	3,7139	4,7567	3,6770	3,5755	3,3503	2,4625	1,0729	0,1109
Coefficiente (θ_2)	0,4741	0,5968	0,6846	0,7680	0,8735	0,9663	1,0695	1,2298	1,4756
Teste-t	188,954	181,988	207,977	177,153	159,577	131,378	125,717	95,8475	87,8598
África do Sul									
Coefficiente (θ_1)	0,1128	0,1911	0,1594	0,1299	0,0938	0,0511	0,0692	0,1980	0,1426
Teste-t	1,6296	2,7813	1,7513	1,3966	0,7976	0,3776	0,4477	0,9119	0,4561
Coefficiente (θ_2)	0,3134	0,4113	0,4797	0,5379	0,6150	0,6867	0,7474	0,8247	1,0027
Teste-t	35,2416	46,5932	41,0065	45,0089	40,6873	39,4530	37,6093	29,5601	24,9538
Canadá									
Coefficiente (θ_1)	0,6169	0,4663	0,4047	2,0269	2,3772	0,7197	0,2107	2,0477	4,3988
Teste-t	1,6170	1,2346	0,7607	3,3093	3,1031	0,7173	0,1704	1,3088	1,6134
Coefficiente (θ_2)	0,3827	0,5119	0,6200	0,6963	0,7936	0,8818	1,0268	1,1963	1,4280
Teste-t	94,2292	127,299	109,485	106,793	97,3192	82,5580	78,0189	71,8229	49,2003

Nota: Os valores em negrito representam os coeficientes significativos. Esses coeficientes foram obtidos por meio da Equação [4] $Qv_{i,t}(\tau) = \theta_0(\tau) + \theta_1(\tau)r_{t-1} + \theta_2(\tau)v_{t-1} + \varepsilon_{i,t}$

Referente à autocorrelação do volume de negociação verificou-se relação positiva e significativa em todos os quantis analisados. Desse modo, constata-se que o volume de negociação é influenciado por informações passadas. Isso pode descrever uma situação em que quedas (ou elevações) passadas do volume de negociação possam influenciar para que o montante presente tenha o mesmo comportamento. Esse padrão também dá indícios de que haja um comportamento distinto dos pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

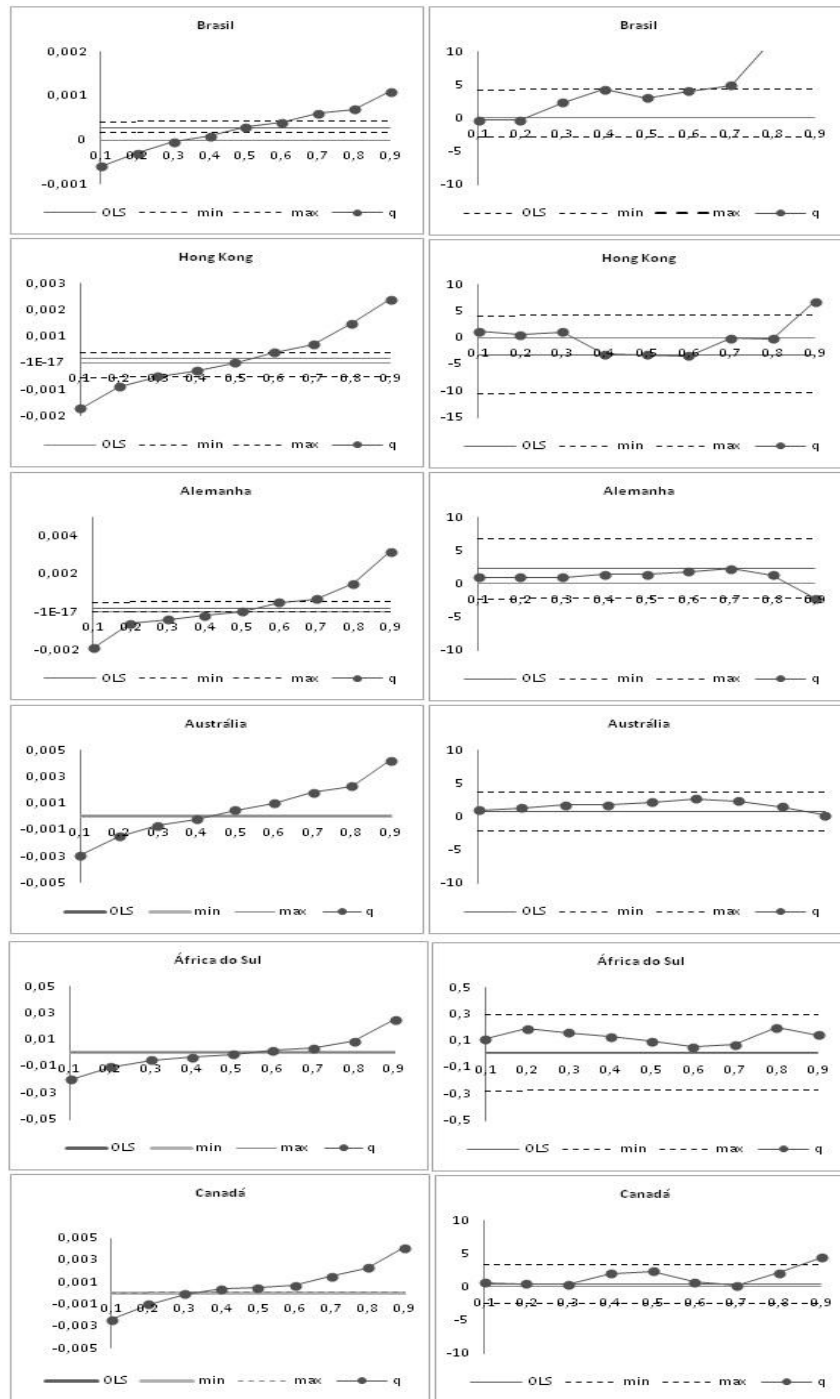


Figura 4 – Relação de causalidade (defasado em $t-1$) do log-retorno e volume de negociação, bem como entre volume de negociação e log-retorno do Brasil, Alemanha, Hong-Kong, Austrália, Canadá e África do Sul causal, para o período de 24 de junho de 2004 a 10 de maio de 2013.

Nota: Linha contínua se refere a estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a linha pontilhada ao intervalo de confiança MQO, e a linha contínua com pontos se refere a estimação Quantílica.

Assim, com base nas análises realizadas nas Tabelas 4 e 5, observa-se apenas uma relação causal do volume na composição dos retornos dos mercados analisados, como ocorreu com a relação contemporânea. Assim, não há evidência de bi-direcionalidade como encontrado por Darwish (2012) e a hipótese de Mistura de Distribuição de Clark (1973) bem como o modelo de De Long *et al.* (1990), no qual não haveria fundamentos econômicos no volume de negociação para a decisão do investidor, não podem ser corroboradas.

Por fim, realizou-se análise da performance da Regressão Quantílica, comparado ao modelo MQO, os resultados estão apresentados na Figura 4. À esquerda apresentam-se os resultados referentes à relação causal entre log-retorno sendo explicado pelo volume de negociação. Encontrou-se um padrão entre os mercados no qual os valores da Regressão Quantílica excedem os valores críticos mínimos do modelo convencional nos quantis inferiores e os valores críticos máximos nos quantis superiores. Assim, a Regressão Quantílica demonstrou poder explicativo superior na análise da relação causal do retorno sendo explicado pelas informações defasadas do volume de negociação em comparação com o modelo MQO. E a direita, tem-se os valores referentes a comparação do modelo quantílico, com o MQO. Conforme se observa, não se constata de forma consistente valores significativos do modelo quantílico ultrapassando o intervalo de confiança MQO, em todos os mercados analisados. Além disso, os coeficientes do estimador convencional não são significativos. Dessa forma, conclui-se uma relação causal não significativa entre volume sendo explicado por retorno defasado.

5. CONCLUSÃO

O presente trabalho visou contribuir com a análise da relação causal e contemporânea entre retorno e volume negociação, para diferentes mercados, por meio do modelo de Regressão Quantílica. Nos resultados, obteve-se um padrão negativo na relação contemporânea do retorno sendo explicado pelo volume em quantis inferiores e um padrão positivo nessa mesma relação em quantis superiores, corroborando com a relação contemporânea de Chen (2012). Em relação à análise causal, verifica-se os mesmos padrões encontrados na relação causal entre o retorno sendo explicado por volumes de negociação defasados encontrados por Gebk e Wohar (2013), que embasa teoricamente com a hipótese de Blume, Easley e O'hara (1994) em respeito à influência das informações advindas do volume de negociação no retorno desses mercados. Também não se identificou a existência de uma causalidade bidirecional como evidenciado por Darwish (2012), dado que foi encontrado apenas causalidade das informações passadas do volume no retorno dos mercados analisados, o que não permite confirmar o modelo de mistura de distribuições de Clark (1973) e o modelo de *noise-trader* de De Long (1990). Além disso, confirmou-se a influência de informações passadas tanto do retorno como do volume de negociação que indiciam a um comportamento contrário aos postulados da hipótese de eficiência fraca apresentados por Fama (1970).

Com o uso da Regressão Quantílica, identificou-se resultados mais robustos, do que as estimações obtidas pelo MQO. Essa robustez se dá pela dinâmica encontrada tanto a análise da relação contemporânea como na causal de volume e retorno, o que não é possível por meio de metodologias convencionais, como o MQO, que consideram a constância do coeficiente e desconsideram a relação em valores extremos de retorno e volume. Além disso, confirmou-se um padrão importante na relação causal do retorno sendo explicado pelo volume de negociação. Esse padrão pode ajudar na tomada de decisão do investidor com o uso de modelos de equilíbrios como os de Blume, Easley e O'hara (1994) quanto a temas importantes, como estratégias de arbitragem e integração de mercados. Nesse sentido, sugere-se a inclusão dessa variável para trabalhos futuros nesses temas (trabalhos como os de Frijns, Tourani-Rad e Indriawan (2012) e Graham, Kiviahio e Nikkinen (2012), por exemplo,

analisam apenas os co-movimentos em um modelo de precificação e horizontes de investimento de retornos de diversos mercados).

REFERÊNCIAS

ANÉ, T.; URECHE-RANGAU, L. Does trading volume really explain stock returns volatility? **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.18, n. 3, p. 216–235, 2008.

BEKAERT, G.; CAMPBELL, R. H. Emerging equity market volatility. **Journal of Financial Economics**, v. 43, p. 29–78, 1997.

BLUME, L.; EASLEY, D.; O'HARA, M. Market statistics and technical analysis: the role of volume. **The Journal of Finance**, v.49, n. 1, p.153–181, 1994.

CAMPBELL, J. Y., GROSSMAN, S. J.; WANG, J. Trading Volume and Serial Correlation in Stock Return. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 4, p. 905-939, 1993.

CHEN, S. Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volume. **Journal of Banking and Finance**, v. 36, n. 6, p. 1781-1788, 2012.

CHUANG, C.-C.; KUAN, C. M.; LIN, H. Y. Causality in quantiles and dynamic stock return–volume relations. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, n. 7, p. 1351–1360, 2009.

CLARK, P.K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. **Econometrica**, v. 41, n. 1, p. 135–156, 1973.

COPELAND, T. A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. **The Journal of Finance**, v. 31, n. 4, 1149–1168, 1976.

DARWISH, M. Testing the Contemporaneous and Causal Relationship between Trading Volume and Return in the Palestine Exchange. **International Journal of Economics and Finance**, v. 4, n. 4, p. 182-192, 2012.

DE LONG, J.; SHLEIFER, A.; SUMMERS, L.; WALDMANN, R. Positive feedback, investment strategies, and destabilizing rational speculation. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 2, p. 379-395, 1990.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, p. 383-417, 1970.

FRIJNS, B.; TOURANI-RAD, A.; INDRIAWAN, I. Political Crises and the Stock Markets Integration of Emerging Markets. **Journal of Banking and Finance**, v. 36, n. 3, p. 644-653, 2012.

GAGNON, L.; KAROLYI, G.A. Information, trading volume, and international stock return comovements: evidence from cross-listed stocks. **Journal of financial and quantitative analysis**, v. 44, n. 4, p. 953–986, 2009.

GEBKA, B.; WOHR, M. E. Causality between trading volume and returns: Evidence from quantile regressions. **Journal of Banking & Finance**, n. 33, p. 1351-1360, 2009.

GRAHAM, M.; KIVIAHO, J.; NIKKINEN, J. Integration of 22 emerging stock markets: A three-dimensional analysis. **Global Finance Journal**, v. 23, n. 1, p. 34-47, 2012.

GUPTA, R.; MOLLIK, A. Volatility. Time Varying Correlation and International Portfolio Diversification: An Empirical Study of Australia and Emerging Markets. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 18, p. 1450-2887, 2008.

KARPOFF, J.M. The relation between price changes and trading volume: a survey. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 22, n. 1, p. 109–126, 1987.

KOENKER, R.; BASSETT Jr, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.

KHAN, S. U.; RIZWAN, F. Trading volume and stock returns Evidence from Pakistan's stock market. **International Review of Business Research papers**, v. 4, n. 2, p. 151-162, 2008.

LEE, C F.; RUI, O. M. Does trading volume contain information to predict stock returns? Evidence from China's stock markets. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 14, n. 4, p. 341-360, 2000.

LI, Q.; YANG, J.; HSIAO, C.; CHANG, Y-J. The relationship between stock returns and volatility in international stock markets. **Journal of Empirical Finance**, v. 12, p. 650 – 665, 2005.

LIU, X.; MARGARITIS, D.; WANG, P. Stock market volatility and equity returns: Evidence from a two-state Markov-switching model with regressors. **Journal of Empirical Finance**, v. 19, n. 4, p. 483-496, 2012.

LO, A.; MACKINLAY, C. When are contrarian profits due to stock market overreaction? **Review of Financial Studies**, v. 3, n. 2, 175–205, 1990.

NING, C.; WIRJANTO. T.S. Extreme return-volume dependence in east-Asian stock markets: a copula approach. **Finance Research Letters**, v. 6, n. 4, p. 202–209, 2009.

WANG, J. A Model of Competitive Stock Trading Volume. **Journal of Political Economy**, v. 102, n. 1, p. 127–168, 1994.