

---

# Volatilidade em fusões e aquisições: um estudo no mercado brasileiro

## Volatility in Mergers and Acquisitions: a Study in Brazilian Market

CARLA RENATA SILVA LEITAO\*  
OSCAR CLAUDINO GALLI\*\*

### RESUMO

A volatilidade tem se mostrado como um dos mais relevantes conceitos nos estudos de finanças, pois está associada diretamente ao conceito de risco. A volatilidade pode ser influenciada por diversos fatores, por exemplo, eventos corporativos. Entre esses eventos, destacam-se as fusões e aquisições (F&A), as quais têm sido objeto de estudos voltados para a observação do comportamento dos retornos. O objetivo do estudo foi investigar o comportamento da volatilidade dos retornos das ações de empresas brasileiras negociadas na BM&FBOVESPA que passaram por processos de fusão e aquisição, no período de 2003 a 2007. O estudo observou o comportamento da volatilidade tanto em torno do anúncio quanto da conclusão da operação. A metodologia para a estimação da volatilidade compreendeu principalmente o uso do modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) e procedimentos estatísticos. Para analisar o comportamento da volatilidade antes e depois do anúncio e da conclusão dessas operações, realizou-se teste de hipótese, especificamente o teste de Wilcoxon. Como resultado, observou-se que, de uma forma global, tanto o anúncio da operação de F&A quanto a sua conclusão não produziram impacto na volatilidade. **Palavras-chave:** Volatilidade; Fusões e Aquisições; GARCH.

---

\* UFRPE. E-mail: carla@dadm.ufrpe.br

\*\* UFRGS. E-mail: oscar.galli@ufrgs.br

## ABSTRACT

Volatility has been considered a relevant concept in finance due to its association with the risk concept. Volatility can be influenced by many factors such as corporate events. Among these events, we can emphasize mergers and acquisitions (M&A) that has become a context for studies about the volatility returns behavior and its changes. The present study aimed to investigate the behavior of the volatility of stock returns of companies that participated of mergers and acquisitions during the announcement and conclusion periods. The methodology for volatility estimation involved mainly the GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) model and statistical procedures. To analyze the volatility behavior during the announcement and conclusion periods was used a statistical hypothesis test, specifically the Wilcoxon test. The results reveal that, in general, the announcement of M&A and its conclusion had no effects on the volatility.

**Keywords:** Volatility; Mergers and Acquisitions; GARCH.

## INTRODUÇÃO

A volatilidade pode ser considerada um dos temas mais relevantes dentro dos estudos em finanças. Sua observação no contexto dos mercados financeiros obtém relevância quando esta passa a ser considerada uma *proxy* para o risco.

Para Bodie e Merton (2002), a volatilidade é um parâmetro fundamental na quantificação do risco, à luz da moderna teoria financeira, bem como um insumo crítico para as decisões relativas à gestão de risco e planejamento financeiro estratégico.

O estudo da volatilidade desenvolveu-se, principalmente, a partir da década de 1950, quando do surgimento dos modelos de volatilidade histórica, os quais contribuíram para o fomento de pesquisas em torno do tema. Desde então, vários modelos têm sido desenvolvidos na tentativa de aprimoramento da estimação da volatilidade e, conseqüentemente, da capacidade preditiva desses modelos.

Esses modelos podem ser agrupados em quatro categorias: os modelos de volatilidade histórica, os de desvio-padrão implícito, os modelos generalizados de heterocedasticidade condicional autorregressiva e os modelos de volatilidade estocástica (POON; GRANGER,

2003). A aplicação desses modelos nos estudos sobre a volatilidade tem contribuído para a observação de muitos conceitos e fenômenos no campo das finanças, especialmente àqueles relacionados a risco.

No entanto, o estudo da volatilidade pode ser útil para o estudo de outros temas em finanças que envolvam eventos específicos, por exemplo, o caso das fusões e aquisições.

Segundo Hackbarth e Morellec (2008), decisões que afetam o escopo de uma firma estão entre os mais importantes aspectos da gestão e entre os temas mais estudados pelos acadêmicos; fusões e aquisições são exemplos clássicos dessas decisões. Ainda, segundo os citados autores, embora exista uma rica literatura que examina “o porquê” das fusões e aquisições, ainda se sabe muito pouco sobre as implicações nos preços dos ativos decorrentes desses eventos corporativos.

Percebe-se ainda uma carência de estudos em finanças voltados para a observação de empresas que efetivamente realizaram fusões e aquisições, bem como na observação específica do comportamento da volatilidade nesses eventos. Nesse sentido, os estudos sobre a volatilidade poderiam contribuir na observação do comportamento da volatilidade dos retornos de empresas que efetivamente passaram por processos de fusões e aquisições.

As operações de fusões e aquisições têm crescido significativamente no Brasil. De acordo com a Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais – ANBIMA, em 2012 foram anunciadas 176 operações de F&A, as quais atingiram o montante de R\$ 122,3 bilhões. Reconhecendo a importância das fusões e aquisições como eventos corporativos, considera-se relevante a realização de estudos voltados para a observação de mudanças na volatilidade durante essas operações.

Assim, o objetivo do estudo foi investigar o comportamento da volatilidade dos retornos das ações de empresas brasileiras negociadas na BM&FBOVESPA que passaram por processos de fusão e aquisição, no período de 2003 a 2007.

A justificativa da realização deste estudo no contexto das fusões e aquisições é reforçada pela constatação de Camargos e Coutinho (2008), de que essas atividades carecem de estudos e de um melhor entendimento e assimilação teórico-científicos no mercado de capitais brasileiro, o qual dispõe de poucas pesquisas empíricas sobre o tema.

Considerando que os estudos que envolvem séries financeiras no contexto das fusões e aquisições ocorrem principalmente sob a forma de estudo de evento, na qual se busca identificar a ocorrência de retornos anormais, o presente estudo apresenta o caráter inovativo de realizar um estudo do comportamento da volatilidade.

Para operacionalizar o estudo, escolheu-se utilizar os modelos de heterocedasticidade condicional autoregressiva. Sobre a escolha pela utilização desses modelos, esta justifica-se pelo fato de que estes fornecem uma nova perspectiva para as pesquisas em finanças, especialmente ao estudo da volatilidade de ativos, ao permitir a captura de características específicas de séries financeiras que têm sido documentadas tanto no âmbito da literatura em finanças quanto na literatura econométrica. Esses modelos reconhecem características de séries financeiras como caudas pesadas, não linearidade, assimetria, memória longa, propriedades de volatilidade e não normalidade e também buscam abordar o problema das distribuições paramétricas e não paramétricas (ENGLE, 2004).

O estudo também realiza a análise do comportamento da volatilidade sob duas perspectivas: *ex-ante* e *ex-post*. A motivação para essa abordagem está no trabalho de Kim (2007), o qual, ao realizar estudo sobre recompras, observa o evento não só numa perspectiva *ex-ante* (estudo de evento realizado em torno do anúncio da operação), mas também numa perspectiva *ex-post* (estudo realizado em torno do anúncio da conclusão da operação).

O artigo está organizado em três partes, além desta introdução: a primeira compreende uma revisão de literatura sobre volatilidade e risco, fusões e aquisições; a segunda compreende a descrição metodológica; a terceira evidencia os resultados obtidos; e a quarta apresenta as conclusões.

## REVISÃO DE LITERATURA

### **Volatilidade e Risco**

Na teoria financeira, os estudos sobre o risco têm contribuído de forma significativa no campo da gestão financeira. Engle (2004) reconhece a relevância desses estudos, afirmando que a vantagem do conhecimento sobre os riscos é que se pode mudar o comportamen-

to para evitá-los, mesmo sabendo que evitar todos os riscos é uma tarefa que pode ser considerada impossível. Assim, os indivíduos escolheriam incorrer em riscos por acreditarem que os benefícios excederão os possíveis custos associados e por isso buscariam otimizar seu comportamento, de forma a minimizar o risco ao mesmo tempo em que buscam maximizar as recompensas.

Nos estudos sobre o risco, a volatilidade tem sido comumente assumida como uma *proxy* deste. De acordo com Li et al. (2005), a relação entre o retorno de um ativo e sua variância (ou volatilidade), como uma *proxy* para o risco, tem sido um tópico importante nas pesquisas em finanças. Isto se revela por meio da observação de que os modelos teóricos de precificação de ativos tipicamente relacionam o retorno (ou a mudança de preços) de um ativo à variância de seus retornos ou à covariância entre seu retorno e o do portfólio de mercado. Por isso, é explorado a seguir o conceito de volatilidade, sua mensuração e estimação.

A volatilidade pode ser considerada um dos conceitos essenciais em finanças, pois está diretamente relacionada com a noção de risco. A importância do seu estudo vai além do escopo da dinâmica dos mercados financeiros, sendo relevante também sob a perspectiva macroeconômica, principalmente no que se refere a políticas monetárias (dado que estas influenciam e são influenciadas pelo comportamento do mercado financeiro).

Daly (2008), apesar de concordar que a volatilidade tem sido usada para descrever a dispersão de um valor esperado, preço ou modelo, por exemplo, o desvio dos preços de um modelo teórico de precificação de ativos e a variabilidade dos preços negociados em relação à média. Nesse processo, a medida mais comumente usada para medir a volatilidade tem sido o desvio-padrão.

Altman e Schwartz (1973) mencionam o trabalho de Pratt, o qual observou que as estimativas da volatilidade, quando medidas pelo desvio-padrão do retorno computado em períodos relativamente longos, demonstravam ser preditores acurados da volatilidade futura.

Contudo, apesar de Daly (2008) concordar que o desvio-padrão dos retornos é uma medida comum da volatilidade nos mercados de capitais, e que a estimação do desvio-padrão da amostra dos retornos diários pode se tornar uma medida útil na caracterização da

evolução da volatilidade, ele identifica uma fraqueza nessa medida: a premissa de que a volatilidade é constante no tempo.

Quando o desvio-padrão é usado como medida, os usuários têm em mente, quase implicitamente, uma distribuição normal para os retornos (POON; GRANGER, 2003), o que nem sempre ocorre. Na prática, as evidências empíricas têm mostrado que a volatilidade dos retornos dos ativos varia no tempo e que não apresentam distribuição normal, o que tem gerado um campo fértil para o estudo de modelos de mensuração e estimação de volatilidade.

No caso específico das séries financeiras, estudos têm constatado que muitas dessas séries, como retornos de ações, de índices de mercado e taxas de câmbio, podem exibir uma ou mais características relativas à assimetria, não linearidade, leptocurtose, não normalidade e variação da volatilidade no tempo. Isso contribuiu para uma série de estudos extensivos sobre estimação da volatilidade à luz dessas características.

Alexander (2005) comenta que a volatilidade do mercado financeiro demonstra um comportamento de agrupamento, no qual períodos tranquilos de pequenos retornos seriam intercalados com períodos voláteis de grandes retornos, fenômeno esse que recebe o nome técnico de heterocedasticidade condicional autorregressiva. Esse fenômeno, embora tenha sido documentado por Mandelbrot (1963) e Fama (1965), passou a receber uma maior atenção a partir do trabalho desenvolvido por Engle (1982).

Essa percepção da variação da volatilidade no tempo acabou proporcionando o surgimento de duas diferentes classes de modelos: os modelos da família ARCH e os de volatilidade estocástica.

## OS MODELOS ARCH/GARCH

Os Modelos ARCH/GARCH foram introduzidos na década de 1980 e, de acordo com Brooks (2002), revolucionaram a modelagem da volatilidade. O ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedastic*) foi introduzido em 1982, por Robert F. Engle, por meio do trabalho intitulado "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". Nesse trabalho, Engle descreve a estimativa da variância em termos de observações correntes e, ao invés de usar amostras curtas ou longas de desvios-

-padrões, toma as médias ponderadas da estimativa passada do quadrado dos erros, tal qual uma variância ponderada, de modo a atribuir maior influência às informações recentes e menor ao passado mais distante. O termo heterocedasticidade foi usado para descrever a mudança da incerteza através do tempo. O modelo é traduzido por intermédio das seguintes expressões:

$$(1) \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(2) h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

$$(3) \varepsilon_t = R_t - x_t b$$

Onde  $\psi_{t-1}$  é toda a informação observada até  $t - 1$ ,  $R_t$  são os retornos  $ex_t b$  e  $\bar{r}$  é a média dos retornos.

Para evitar problemas de variância negativa, impõe-se como restrição:

$\alpha_0 > 0$  e  $\alpha_i \geq 0$ , com  $i = 1, \dots, q$ , e com  $q > 0$  (MORAIS; PORTUGAL, 1999).

O modelo generalizado de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva –GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic) foi introduzido por Tim Bollerslev, em 1986, por intermédio do trabalho intitulado “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, o qual reduzia o número de parâmetros necessários. Além disso, incluía componentes autorregressivos (AR) e de médias móveis (MA) para a modelagem de variâncias heterocedásticas, bem como assumia o declínio geométrico dos quadrados dos resíduos. O modelo é expresso por:

$$(4) \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(5) h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \dots + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

$$(6) \varepsilon_t = R_t - x_t b$$

Nesse caso, as restrições impostas são  $q > 0$ ,  $p \geq 0$ ,  $\alpha_0 > 0$  e  $\alpha_i \geq 0$ , com  $i = 1, \dots, q$ , e  $\beta_i \geq 0$ , com  $i = 1, \dots, p$  (MORAIS; PORTUGAL, 1999).

Segundo Carvalho (2006), o modelo GARCH descreve um processo de volatilidade condicional (condicionada a um conjunto de informações), sendo considerado mais adequado para analisar o comportamento da volatilidade nas séries financeiras.

No modelo, o tamanho dos parâmetros  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  determina a dinâmica de curto prazo das séries de tempo da volatilidade resultante. Desse modo, grandes coeficientes de defasagem  $\beta_i$  (coeficiente de persistência) indicam que os choques da variância condicional levam um longo tempo para desaparecer, sendo a volatilidade considerada “persistente” e grandes coeficientes  $\alpha_i$  (coeficiente de reação) do erro significam que a volatilidade reage de modo mais intenso aos movimentos do mercado (ALEXANDER, 2005).

O EGARCH (*Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic*) foi introduzido por Nelson, em 1991, com o trabalho “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a new approach” e representou uma importante inovação do modelo GARCH devido a dois principais aspectos: primeiro, permitia que boas e más notícias tivessem diferentes impactos na volatilidade e, segundo, permitia que grandes notícias tivessem maior impacto na volatilidade do que o modelo GARCH padrão (DALY, 2008). O modelo apresenta-se da seguinte forma:

$$(7) L_n h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln h_{t-j} + \sum_{k=1}^p \alpha_k g(z_{t-k})$$

Onde,  $g(z_t) = \theta_1 z_t + \theta_2 [|z_t| - E|z_t|]$  e  $z_t = \varepsilon_t / h_t$ , ou seja, um resíduo padronizado. Sobre o valor de  $E|z_t|$ , este irá depender da hipótese feita na densidade incondicional de  $z_t$  (CHIMISSO, 2004).

No entanto, Alexander (2005) observa que embora diversos estudos tenham descoberto que o modelo EGARCH ajusta-se bem a dados financeiros, este acaba tornando-se difícil de ser usado na previsão da volatilidade devido à não existência de uma forma analítica da estrutura a termo da volatilidade.

Segundo Alexander (2005), além do modelo EGARCH, muitos outros modelos GARCH assimétricos foram desenvolvidos. Entre esses modelos, encontra-se o GJR, que foi proposto por Glosten,

Jagannathan e Runkle (1993). O GJR é descrito através da seguinte forma:

$$(8) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$$

Onde  $\gamma$  é o coeficiente que captura a assimetria,  $d_{t-1}$  é uma variável *dummy*, tal que,  $d_{t-1} = 1$ , se  $\varepsilon_{t-1} < 0$  e  $d_{t-1} = 0$ , se  $\varepsilon_{t-1} > 0$  e o coeficiente  $\beta_1$  mede a persistência dos choques nas variâncias futuras. Este, ao contrário do EGARCH, é considerado um modelo que não apresenta dificuldade de implementação.

Enfim, o que se constata, ao explorar a extensa bibliografia sobre os modelos econométricos de volatilidade condicional, é que desde o trabalho de Engle, em 1982, e Bollerslev, em 1986, diversos modelos surgiram a partir do ARCH/GARCH, como: IGARCH, AARCH, ARCH-M, APARCH, FIEGARCH, STARCH, SWARCH, TARCH, MARCH, NARCH, SNPARCH, SPARCH, SQGARCH, CESGARCH, FIGARCH, FIAPARCH, *Component ARCH*, *Asymmetric Component ARCH*, *Taylor-Schwert*, *Student-t-ARCH*, GED-ARCH, entre outros.

Esses modelos reconhecem características de séries financeiras como caudas pesadas, não lineariedade, assimetria, memória longa, propriedades de volatilidade e não normalidade podem ser importantes; e também buscam abordar o problema das distribuições paramétricas e não-paramétricas (ENGLE, 2004).

## FUSÕES E AQUISIÇÕES

As fusões e aquisições (F&A) podem ser consideradas um dos mais relevantes eventos corporativos, visto que envolvem mudanças significativas nas empresas relacionadas. Para Camargos, Romero e Barbosa (2007), esses processos constituem uma das atividades de destaque que têm reconfigurado e transformado a dinâmica das relações empresariais nas últimas décadas. De acordo com esses autores, as denominadas quarta (anos 1980) e quinta (anos 1990) ondas de F&As resultaram na intensificação da união ou combinação entre empresas, que passaram a ganhar dimensões verdadeiramente globais.

Segundo Wood Júnior, Vasconcelos e Caldas (2004), as razões consideradas mais frequentes na justificativa da onda de fusões e aquisições (F&A) são os imperativos de crescimento, mudanças

econômicas ou tecnológicas, necessidade de reunir recursos para pesquisa e desenvolvimento, potencial para ganhos de sinergias, corte de custos e economias de escala e escopo.

Triches (1996) diferencia as fusões das aquisições, explicando que a aquisição ocorre quando uma empresa ou grupos de investidores adquire o patrimônio ou o controle acionário de outra empresa, quer de forma total ou parcial. Já a fusão surge quando um conjunto de empresas se une para formar uma nova entidade, adotando, muitas vezes, uma nova denominação, com o objetivo de multiplicar a sua capacidade de produção, de comercialização e de influência sobre o mercado consumidor.

De acordo com Camargos e Coutinho (2008), a aquisição pode acontecer por meio da compra de ações ou ativos (mediante pagamento em dinheiro, ações ou títulos) via bolsa de valores; pela oferta privada da administração da firma adquirente à administração da firma a ser adquirida; ou, ainda, mediante uma oferta pública de compra (a chamada *tender offer*), feita pela adquirente diretamente aos acionistas da outra.

Hirschey (1986) refere-se à forma como a fusão ou aquisição é conduzida, classificando-as como amigáveis (*friendly takeover*) ou hostis (*hostile takeover*). De acordo com Camargos e Barbosa (2005), a diferença entre as formas amigáveis e hostis é que nas amigáveis ocorre uma mudança na propriedade corporativa, sem uma mudança no controle administrativo; já nas hostis ocorre uma tomada de controle não solicitada, a qual resulta na substituição da administração da firma-alvo.

No campo dos estudos em finanças que abordam as fusões e aquisições, predominam os estudos de eventos. Sobre isso, Pinto Júnior e Iootty (2005) comentam que as evidências que resultam dos estudos de eventos sugerem haver ganhos significativos para os acionistas das empresas adquiridas; mas, no caso dos acionistas das empresas adquirentes os ganhos apresentam, na maioria das vezes, tendência pouco satisfatória, gerando retornos significativamente negativos. Outro ponto que os autores comentam é que alguns estudos demonstram que os retornos positivos obtidos com as ações das empresas adquiridas tendem a diminuir quando se observa um período superior a dois anos após a conclusão da transação de F&A.

No Brasil, estudos de eventos conduzidos por Camargos e Barbosa (2006), Brito, Batistella e Famá (2005), Patrocínio, Caio e Kimura (2007), Guzman (2002) também têm ratificado a influência que esses eventos exercem nos retornos.

No entanto, a literatura brasileira em finanças revela uma escassez de estudos envolvendo a observação de empresas que efetivamente sofreram processos de fusões e aquisições e, especificamente, abordando o impacto na volatilidade, o que reforça a necessidade de estudos nesse sentido.

### PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O estudo foi realizado em duas fases distintas: uma primeira, denominada como estudo *ex-ante* e uma segunda, denominada de estudo *ex-post*. No estudo *ex-ante* foi observado o comportamento da volatilidade antes e depois do anúncio da fusão/aquisição. Na segunda fase, referente ao estudo *ex-post*, foi observado o comportamento da volatilidade antes e após a efetiva fusão/aquisição. Como data da efetivação, entende-se como sendo aquela que a empresa anunciou como concluída a operação.

As hipóteses testadas no estudo *ex-ante* foram:  $H_0$ : a volatilidade anterior ao anúncio da F&A é estatisticamente igual à volatilidade posterior ao anúncio; e  $H_1$ : a volatilidade anterior ao anúncio da F&A é estatisticamente diferente à volatilidade posterior ao anúncio.

De forma similar, as hipóteses testadas no estudo *ex-post* foram:  $H_0$ : a volatilidade anterior à conclusão da operação de F&A é estatisticamente igual à volatilidade posterior à conclusão; e  $H_1$ : a volatilidade anterior à conclusão da operação de F&A é estatisticamente diferente à volatilidade posterior à conclusão.

As datas de anúncio, bem como as datas de conclusão da operação, foram obtidas das seguintes fontes: Economática, sites institucionais das empresas e jornais de negócios.

O universo da pesquisa foi composto pelas empresas envolvidas em fusões e aquisições, considerando a data do anúncio, durante o período de 2003 a 2007, de acordo com o banco de dados da ANBI-MA. Esse período foi escolhido de forma a evitar que os efeitos do atentado de 11 de setembro de 2001, e da crise do *subprime*, ocorrida em 2008, pudessem interferir nos resultados. De acordo com a ANBI-MA, no período de 2003 a 2007 ocorreram 300 operações de F&A.

Sobre a amostra, seguindo procedimento similar ao adotado por Callado (2009), para compor a amostra da pesquisa as ações deveriam:

- ser negociadas na Bovespa;
- ter o Brasil como país de sua sede;
- ter sido negociadas em todos os dias úteis durante o período estudado;
- possuir características compatíveis com a utilização de modelos GARCH.

A exigência de trabalhar apenas com ativos que foram negociados em todos os dias do período de abrangência do estudo foi estabelecida pela autora como forma de possibilitar a comparabilidade entre as empresas analisadas, buscando o maior rigor possível.

Assim, estabelecido esse critério de elegibilidade, a amostra inicial do estudo passou a ser de 33 ações correspondentes a 26 empresas.

Para a estimação da volatilidade, foi utilizado o modelo Generalizado de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva – GARCH.

Na operacionalização do estudo, foram utilizados (além do Económica), os *softwares* MATLAB 7.9 e *Eviews* 5.0 para a operacionalização dos modelos GARCH e dos testes estatísticos relativos aos modelos. Os demais testes estatísticos foram realizados com o auxílio do *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS), em sua versão 16.0.

## RESULTADOS OBTIDOS

Inicialmente, foram observadas as estatísticas descritivas dos retornos, de modo a observar se as características apresentadas pelas séries eram condizentes com as relatadas pela literatura. Essa etapa apresentou os seguintes resultados mostrados na Tabela 1:

Ao observar os dados dos retornos expostos, nota-se que séries estudadas são assimétricas e leptocúrticas. O resultado apresenta-se de forma condizente com o que é relatado pela literatura (ALEXANDER, 2005), a qual aponta que muitos ativos financeiros exibem retornos com distribuição não normal e exibem frequentemente caudas mais pesadas.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Ações	Média (retorno)	Mediana	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Amplitude	Jarque-Bera
Ambev PN	0.0970	0.0947	1.7550	-0.6193	9.8636	12.7208	2509.2000
Aracruz PNB	0.0723	0.0000	1.9384	0.2592	3.8132	7.0443	47.9811
Bradesco S/A ON	0.1804	0.0754	2.0491	0.3629	4.9921	9.6941	231.8689
Bradesco S/A PN	0.1685	0.0127	2.0367	0.1928	3.5124	7.6431	21.2083
Bradespar PN	0.2167	0.0000	2.3854	0.0305	3.8287	7.6147	35.6170
Brasil Telecom Part ON	0.1167	0.0000	2.8803	-0.3325	9.7413	14.9750	2367.0000
Brasil Telecom Part PN	0.0564	0.0000	2.2705	0.2163	4.3772	8.1897	107.4946
Brasil Telecom S/A PN	0.0630	-0.0730	2.5704	0.5251	6.4357	10.8657	665.7913
Braskem PNA	0.1330	0.1094	2.7959	0.0640	4.9570	9.3089	198.3975
CBD PNA	0.0222	0.0000	2.1414	0.0174	3.8113	7.7834	34.0162
Celesc PNB	0.1300	0.0000	2.4647	0.2873	4.8549	10.5470	194.5239
Cemig ON	0.1508	0.0743	2.5258	0.1366	3.8277	7.0697	39.1871
Cemig PN	0.1311	0.0235	2.4177	0.1765	3.4288	7.2394	15.9136
Coteminas PN	-0.0066	0.0000	2.1166	0.0452	6.2210	11.7279	535.5791
CSN ON	0.2485	0.2442	2.4923	-0.0604	3.3283	7.0926	6.3120
Gerdau PN	0.1990	0.1892	2.3388	-0.1131	3.7272	8.4822	29.9157
Itaú PN	0.1485	0.1141	2.0143	0.2461	3.4391	7.0642	22.4467
Klabin S/A PN	0.1680	0.0000	2.5390	0.3594	4.3833	8.0735	125.3586
Light S/A ON	0.0259	-0.1479	3.5754	0.5148	7.2494	11.5938	986.1171
Lojas Americanas PN	0.2493	0.0000	2.3333	0.3293	4.0091	7.7133	74.8974
Petrobras ON	0.1870	0.1939	2.0148	0.1310	4.8992	0.015114	189.6064
Petrobras PN	0.1839	0.1969	1.9602	0.0307	5.0820	7.6936	223.8003
Telemar NL PNA	0.0664	0.0000	2.3288	0.1110	3.5943	6.9480	20.7596
Telemig Part PN	0.0516	0.0000	2.5607	0.1231	3.9555	7.2595	50.2258
Telesp ON	0.1237	0.0314	1.9498	-0.0054	4.9446	9.5231	195.0586
Telesp PN	0.0831	0.0213	1.9951	0.0402	3.6828	7.5624	24.3815
Tractebel ON	0.1792	0.0000	3.1414	1.2057	13.7111	13.3311	6218.0000
Unipar PNB	0.1103	0.0000	2.1408	0.2418	5.1318	8.5816	246.4930
VCP PN	0.0815	0.0473	1.9933	0.1932	3.5845	7.7359	25.3238
Vale ON	0.1708	0.0850	2.1648	0.0121	3.5288	7.0046	14.4571
Vale PNA	0.1624	0.1563	2.0769	-0.0204	3.5416	6.7981	15.2171
Vivo ON	0.0252	0.0000	2.4723	0.3766	6.0685	9.3876	514.9651
Vivo PN	-0.0088	-0.1447	3.0829	0.2122	4.0684	9.1887	68.1683

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Para testar a hipótese de normalidade, usou-se o teste Jarque-Bera, o qual é considerado como uma forma de teste de Wald e usado para testar a hipótese de normalidade (ALEXANDER, 2005). Os resultados do teste de normalidade rejeitaram a hipótese de normalidade das distribuições a um nível de significância de 5%. Assim, vê-se que as séries apresentadas confirmam, como mostra a medida de curtose e os resultados do teste Jarque-Bera, a não normalidade dos retornos, em consonância com o que é relatado na literatura.

Para se utilizar os modelos GARCH na estimação da volatilidade, é necessária a observação de algumas características nas séries financeiras, as quais são imprescindíveis para o uso desses modelos. Essas características são: estacionariedade, autocorrelação e heterocedasticidade.

Por isso, o procedimento seguinte envolveu a realização de testes de estacionariedade. Nos testes de estacionariedade, se o valor absoluto calculado da estatística  $\tau$  ( $|\tau|$ ) exceder os valores críticos absolutos de  $\tau$ , então rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária, concluindo pela estacionariedade da série (GUJARATI, 2000).

A importância dessa análise se deve ao fato de que a análise de regressões resultantes de dados de séries temporais supõe implicitamente que essas séries sejam estacionárias, pois os testes  $t$ ,  $F$  etc. se baseiam nessa suposição (GUJARATI, 2000). Isto é confirmado por Morettin e Tolo (2004), ao afirmar que uma das premissas básicas adotadas na análise de séries temporais é que o processo estocástico gerador dos dados é um processo estacionário.

A literatura apresenta vários testes para a observação da estacionariedade das séries, como os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (DF), Dickey e Fuller Ampliado (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

Para as séries estudadas, realizou-se os testes de Phillips e Perron (PP) e Dickey e Fuller Ampliado (ADF). Esses testes revelaram os seguintes resultados expostos na Tabela 2:

Tabela 2: Resultado dos Testes de Estacionariedade

Ativo	PP				ADF			
	Com constante		Com constante e tendência		Com constante		Com constante e tendência	
	$\tau$ -Stat	<i>p</i> -value	$\tau$ -Stat	<i>p</i> -value	$\tau$ -Stat	<i>p</i> -value	$\tau$ -Stat	<i>p</i> -value
Ambev PN	-32.52952	0.0000	-32.51572	0.0000	-32.61930	0.0000	-32.60666	0.0000
Aracruz PNB	-35.71842	0.0000	-35.70638	0.0000	-35.50013	0.0000	-35.48720	0.0000
Bradesco S/A ON	-34.13554	0.0000	-34.12283	0.0000	-34.13374	0.0000	-34.12100	0.0000
Bradesco S/A PN	-33.57822	0.0000	-33.56371	0.0000	-33.60254	0.0000	-33.58900	0.0000
Bradespar PN	-34.20709	0.0000	-34.19355	0.0000	-34.20311	0.0000	-34.19024	0.0000
Brasil Telecom Part ON	-36.12151	0.0000	-36.10408	0.0000	-35.43141	0.0000	-35.41705	0.0000
Brasil Telecom Part PN	-35.49344	0.0000	-35.50236	0.0000	-35.33999	0.0000	-35.34040	0.0000
Brasil Telecom S/A PN	-34.77011	0.0000	-34.85747	0.0000	-34.46970	0.0000	-34.48021	0.0000
Braskem PNA	-29.96124	0.0000	-30.10265	0.0000	-29.94208	0.0000	-30.08656	0.0000
CBD PNA	-32.84395	0.0000	-32.83021	0.0000	-32.88955	0.0000	-32.87615	0.0000
Celesc PNB	-35.33936	0.0000	-35.32295	0.0000	-35.06550	0.0000	-35.05116	0.0000
Cemig ON	-38.64937	0.0000	-38.65926	0.0000	-37.37044	0.0000	-37.36172	0.0000
Cemig PN	-34.05908	0.0000	-34.13490	0.0000	-33.75241	0.0000	-33.76805	0.0000
Coteminas PN	-32.85100	0.0000	-32.83690	0.0000	-32.92087	0.0000	-32.90751	0.0000
CSN ON	-33.58652	0.0000	-33.58038	0.0000	-33.62015	0.0000	-33.61425	0.0000
Gerdaul PN	-31.86075	0.0000	-31.85969	0.0000	-31.99155	0.0000	-31.99218	0.0000
Itaú PN	-34.77445	0.0000	-34.78045	0.0000	-34.25972	0.0000	-34.25308	0.0000
Klabin S/A PN	-37.66632	0.0000	-37.97591	0.0000	-37.20046	0.0000	-22.97564	0.0000
Light S/A ON	-33.68079	0.0000	-33.67346	0.0000	-33.69468	0.0000	-33.68852	0.0000
Lojas Americanas PN	-32.94253	0.0000	-32.96738	0.0000	-32.94540	0.0000	-32.97898	0.0000
Petrobras ON	-33.55772	0.0000	-33.55824	0.0000	-26.32962	0.0000	-26.33723	0.0000
Petrobras PN	-33.08795	0.0000	-33.08191	0.0000	-25.90615	0.0000	-25.90758	0.0000
Telemar NL PNA	-34.92387	0.0000	-34.91084	0.0000	-34.83780	0.0000	-34.82521	0.0000
Telemig Part PN	-35.67268	0.0000	-35.66084	0.0000	-23.45733	0.0000	-23.44959	0.0000
Telesp ON	-39.35048	0.0000	-39.40926	0.0000	-39.31151	0.0000	-39.32924	0.0000
Telesp PN	-36.33127	0.0000	-36.36694	0.0000	-36.07367	0.0000	-36.08153	0.0000
Tractebel ON	-35.52994	0.0000	-35.54930	0.0000	-35.50642	0.0000	-35.51650	0.0000

Unipar PNB	-33.33994	0.0000	-33.40411	0.0000	-33.34043	0.0000	-33.42014	0.0000
VCP PN	-34.85966	0.0000	-34.84853	0.0000	-34.68302	0.0000	-34.67172	0.0000
Vale ON	-33.31849	0.0000	-33.30977	0.0000	-33.36277	0.0000	-33.35457	0.0000
Vale PNA	-32.63481	0.0000	-32.63399	0.0000	-32.71735	0.0000	-32.71702	0.0000
Vivo ON	-35.70973	0.0000	-35.69559	0.0000	-35.70745	0.0000	-35.69339	0.0000
Vivo PN	-35.18842	0.0000	-35.18881	0.0000	-35.18637	0.0000	-35.17488	0.0000
<b>Sig</b>	<b>Valores Críticos</b>							
1%	-3.435423		-3.965482		-3.435423		-3.965482	
5%	-2.863668		-3.413448		-2.863668		-3.413448	
10%	-2.567953		-3.128765		-2.567953		-3.128765	

**Fonte:** Elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Como pode ser observado, os testes de estacionariedade realizados com as séries de retornos das ações, os quais compreenderam os testes Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Philips-Perron (PP), rejeitaram a hipótese nula ( $H_0$ ) de presença de raiz unitária, indicando assim a estacionariedade de todas as séries. Esses resultados habilitaram todas as séries dos ativos para o estudo das outras características necessárias à utilização dos modelos GARCH: a heterocedasticidade e a autocorrelação.

Para observar essas características, realizaram-se os testes ARCH e o teste L-Jung Box (também conhecido como teste Q). O teste ARCH, o qual foi proposto por Engle (1982), tem como objetivo verificar se uma série possui uma estrutura heteroscedástica autorregressiva nos seus retornos. Nesse teste, a hipótese nula ( $H_0$ ) é de que não existe efeito ARCH, isto é, há homocedasticidade. Já o teste Q é um teste estatístico de hipótese nula ( $H_0$ ) de ausência de autocorrelação.

Os testes Q e ARCH rejeitaram a hipótese  $H_0$  em 29 das 33 ações, revelando que a maioria era autocorrelacionada e heterocedástica. Assim, passou-se a ter, então, 29 ações objetos de estudo.

Uma vez que as 29 ações permitiam o uso do modelo GARCH para a estimação da volatilidade, testaram-se dois de seus tipos: um simétrico e um assimétrico (representado pelo modelo GJR). Foram testados os seguintes modelos simétricos: GARCH (1,1), GARCH

(2,1) e GARCH (1,2). O GARCH assimétrico, representado pelo GJR de Glosten et al. (1993) foi testado sob as seguintes especificações GJR (1,1), GJR (2,1) e GJR (1,2). A escolha do modelo GJR deveu-se a esse ser considerado um modelo assimétrico de fácil implementação.

O modelo mais adequado foi escolhido pela observação do Critério de Informação Bayesiano (BIC). Essa escolha deveu-se às observações de Acquah (2010), Emiliano et al. (2009) e Shittu et al. (2009), os quais constatam que o BIC apresenta desempenho superior ao AIC em séries maiores, apresentando-se como mais consistente.

*Tabela 3: Resultado da Comparação dos Modelos*

Ações	BIC					
	GARCH (1,1)	GARCH (2,1)	GARCH (1,2)	GJR (1,1)	GJR (2,1)	GJR (1,2)
Ambev PN	-6.6134e+003	-6.6070e+003	-6.6063e+003	-6.6102e+003	-6.6042e+003	-6.5962e+003
Aracruz PNB	-6.2499e+003	-6.2425e+003	-6.2460e+003	-6.2429e+003	-6.2354e+003	-6.2321e+003
Bradesco S/A PN	-6.1247e+003	-6.1207e+003	-6.1176e+003	-6.1260e+003	-6.1203e+003	-6.1117e+003
Bradespar PN	-5.7343e+003	-5.7271e+003	-5.7271e+003	-5.7303e+003	-5.7233e+003	-5.7176e+003
Brasil Telecom Part PN	-5.8388e+003	-5.8337e+003	-5.8317e+003	-5.8330e+003	-5.8273e+003	-5.8218e+003
Braskem PNA	-5.4096e+003	-5.4025e+003	-5.4029e+003	-5.4045e+003	-5.3973e+003	-5.3907e+003
Celeesc PNB	-5.7193e+003	-5.7128e+003	-5.7122e+003	-5.7122e+003	-5.7057e+003	-5.6979e+003
Cemig ON	-5.6252e+003	-5.6181e+003	-5.6182e+003	-5.6303e+003	-5.6232e+003	-5.6177e+003
Cemig PN	-5.7368e+003	-5.7296e+003	-5.7297e+003	-5.7318e+003	-5.7246e+003	-5.7180e+003
Coteminas PN	-6.0844e+003	-6.0811e+003	-6.0773e+003	-6.0823e+003	-6.0763e+003	-6.0746e+003
CSN ON	-5.6222e+003	-5.6151e+003	-5.6157e+003	-5.6173e+003	-5.6102e+003	-5.6041e+003
Gerdau PN	-5.7862e+003	-5.7791e+003	-5.7790e+003	-5.7881e+003	-5.7810e+003	-5.7751e+003
Itaú PN	-6.1704e+003	-6.1633e+003	-6.1669e+003	-6.1787e+003	-6.1716e+003	-6.1656e+003
Klabin S/A PN	-5.6457e+003	-5.6386e+003	-5.6391e+003	-5.6416e+003	-5.6345e+003	-5.6329e+003
Light S/A ON	-4.8359e+003	-4.8360e+003	-4.8287e+003	-4.8313e+003	-4.8318e+003	-4.8170e+003
Lojas Americanas PN	-5.8068e+003	-5.8005e+003	-5.7997e+003	-5.7999e+003	-5.7935e+003	-5.7857e+003
Petrobras ON	-6.1900e+003	-6.1825e+003	-6.1839e+003	-6.1863e+003	-6.1790e+003	-6.1740e+003
Petrobras PN	-6.2698e+003	-6.2627e+003	-6.2662e+003	-6.2693e+003	-6.2621e+003	-6.2590e+003

Telemar NL PNA	-5.8220e+003	-5.8162e+003	-5.8149e+003	-5.8169e+003	-5.8109e+003	-5.8027e+003
Telemig Part PN	-5.5925e+003	-5.5854e+003	-5.5854e+003	-5.5856e+003	-5.5785e+003	-5.5713e+003
Telesp ON	-6.3235e+003	-6.3199e+003	-6.3163e+003	-6.3166e+003	-6.3129e+003	-6.3024e+003
Telesp PN	-6.1910e+003	-6.1856e+003	-6.1838e+003	-6.1859e+003	-6.1809e+003	-6.1717e+003
Tractebel ON	-5.3237e+003	-5.3196e+003	-5.3166e+003	-5.3166e+003	-5.3125e+003	-5.3023e+003
Unipar PNB	-6.1051e+003	-6.1001e+003	-6.0979e+003	-6.0985e+003	-6.0933e+003	-6.0854e+003
VCP PN	-6.1749e+003	-6.1687e+003	-6.1678e+003	-6.1732e+003	-6.1661e+003	-6.1591e+003
Vale ON	-5.9909e+003	-5.9838e+003	-5.9840e+003	-5.9838e+003	-5.9767e+003	-5.9703e+003
Vale PNA	-6.1079e+003	-6.1007e+003	-6.1010e+003	-6.1011e+003	-6.0939e+003	-6.0892e+003
Vivo ON	-5.7213e+003	-5.7147e+003	-5.7141e+003	-5.7146e+003	-5.7082e+003	-5.7007e+003
Vivo PN	-5.1137e+003	-5.1083e+003	-5.1066e+003	-5.1080e+003	-5.1024e+003	-5.0938e+003

**Fonte:** Elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Após esse processo, 24 ações de 20 empresas apresentaram o GARCH (1,1) como modelo de melhor configuração. Esse resultado reforça o posicionamento de Bollerslev e Wooldridge (1992), os quais constataam que o comportamento da maioria das séries financeiras tem sido bem explicado por modelos GARCH (1,1), GARCH (2,1) ou GARCH (1,2).

O modelo que obteve melhor desempenho para as ações estudadas, o GARCH (1,1), foi selecionado para a estimação da volatilidade. Por outro lado, as ações não modeladas pelo modelo selecionado foram descartadas. A adoção desse critério visou, assim como nos demais procedimentos, permitir uma melhor comparabilidade dos resultados.

Depois de eleito o modelo a ser utilizado, procedeu-se à listagem dos eventos para as 24 ações modeladas pelo GARCH (1,1) e, conseqüentemente, habilitados para o estudo de evento. Foram identificados 66 eventos. O resumo do número de eventos, as empresas e respectivas ações habilitadas para o estudo de eventos encontram-se listados na Tabela 4:

Tabela 4: Lista de empresas habilitadas para o estudo de evento

	<b>Empresa</b>	<b>Ações</b>	<b>Nº. de Eventos</b>
1	Ambev	PN	3
2	Aracruz PNB	PNB	1
3	Bradespar	PN	1
4	Brasil Telecom Part	PN	2
5	Braskem	PNA	5
6	Celesc	PNB	1
7	Cemig	PN	3
8	Coteminas	PN	1
9	CSN	ON	3
10	Klabin S/A	PN	1
11	Lojas Americanas	PN	2
12	Petrobras	ON	8
13	Petrobras	PN	8
14	Telemar NL	PNA	1
15	Telemig Part	PN	1
16	Telesp	ON	1
17	Telesp	PN	1
18	Tractebel	ON	1
19	Unipar	PNB	1
20	VCP	PN	5
21	Vale	ON	6
22	Vale	PNA	6
23	Vivo	ON	2
24	Vivo	PN	2
<b>Total</b>			66

**Fonte:** Elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

No estudo dos eventos, as janelas adotadas para a observação da volatilidade foram as seguintes: a janela do evento utilizada contemplou o período +10 e -10 observações, relativas ao dia do anúncio (dia 0); a janela de estimação compreendeu 60 observações diárias anteriores à janela do evento, indo do dia -70 até o dia -11.

De forma similar ao procedimento seguido por Kuronuma, Lucchesi e Famá (2004), para evitar a sobreposição de eventos, foram excluídos os eventos que continham entre si menos de 70 pregões. Além disso, também se observou esse intervalo para a ocorrência de outros eventos corporativos significativos (como *inplits*, *splits*, dividendos, recompras e inclusive outras operações de F&A), de modo a tentar isolar o efeito do evento objeto de estudo. Após esse procedimento, a amostra de estudo ficou reduzida para 33 eventos relativos a 23 ações de 19 empresas, conforme é exposto na Tabela 5.

*Tabela 5: Lista de Empresas Habilitadas para o Estudo de Evento sem Sobreposições*

	<b>Empresa</b>	<b>Ações</b>	<b>Nº. de Eventos</b>
1	Ambev	PN	3
2	Aracruz PNB	PNB	1
3	Bradespar	PN	1
4	Brasil Telecom Part	PN	2
5	Braskem	PNA	1
6	Celesc	PNB	1
7	Cemig	PN	1
8	Coteminas	PN	1
9	CSN	ON	3
10	Klabin S/A	PN	1
11	Petrobras	ON	1
12	Petrobras	PN	1
13	Telemar NL	PNA	1
14	Telemig Part	PN	1
15	Telesp	ON	1
16	Telesp	PN	1
17	Tractebel	ON	1
18	Unipar	PNB	1
19	VCP	PN	2
20	Vale	ON	2
21	Vale	PNA	2
22	Vivo	ON	2
23	Vivo	PN	2
Total			33

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Dessa forma, a amostra submetida aos testes de hipóteses correspondeu a 33 eventos.

Dadas as características das séries de retornos (tamanho e distribuição), optou-se por utilizar o teste de Wilcoxon (não paramétrico). A escolha desse teste não paramétrico foi fundamentada em Martins (2001), o qual afirma que o teste de Wilcoxon se revela como mais adequado à medida que considera a magnitude da diferença de cada par. Seu uso, além de ser citado por Mackinlay (1997), é evidenciado nos trabalhos de Lima e Terra (2004), Pietro Neto, Galli e Decourt (2008) e Helou Netto e Pereira (2010).

Os testes foram realizados sob duas perspectivas, as quais incluíram uma análise global (considerando os eventos em conjunto) do impacto do evento na volatilidade e uma análise por evento.

No estudo *ex-ante*, o objetivo era analisar o impacto do anúncio da operação de fusão/aquisição. O teste de hipóteses para o anúncio da operação de F&A, sob uma perspectiva global, gerou os seguintes resultados:

Tabela 6: Volatilidade ao redor do anúncio da F&A (com outliers)

média antes	média depois	diferença	Wilcoxon		resultado
			z	p-value	
0,209	0,041	0,169	-1,682*	0,093	sem efeito

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

De acordo com a Tabela 6, o teste de hipótese apontou que, embora tenha sido verificada uma diminuição nos valores da média em termos numéricos, a volatilidade média antes do anúncio é estatisticamente igual à volatilidade média depois do anúncio e, portanto, o anúncio da F&A não produziu efeito na volatilidade.

Tentando observar se esses resultados poderiam estar sofrendo os efeitos da existência de *outliers*, procurou-se identificá-los. Barnett e Lewis (1995) definem *outlier* em um conjunto de dados como uma observação aparentemente inconsistente com o conjunto de dados

remanescentes. Eles enumeram como possíveis causas de ocorrência de *outliers* durante uma amostragem de dados as seguintes:

- variedade inerente à população;
- erros de medição que podem ocorrer na coleta dos dados; e
- erros de execução (quando os dados são adquiridos por meio de uma amostra de mais de uma população).

O tratamento dos *outliers* foi realizado de modo semelhante ao adotado por Procianoy e Verdi (2003), os quais identificavam como *outliers* os valores que se distanciavam da média em dois desvios padrões para mais ou para menos. Uma vez identificados, esses *outliers* foram excluídos e uma nova análise foi realizada. Essa exclusão é justificada por Procianoy e Verdi (2003) pela necessidade de se obter uma amostra mais homogênea e reduzir a possibilidade de que as médias sejam afetadas por valores extremos.

Ao efetuar os testes sem a presença de *outliers*, obteve-se resultados similares àqueles encontrados quando eram considerados os *outliers*, como pode ser observado na Tabela 7.

Tabela 7: Volatilidade ao Redor do Anúncio da F&A (sem *outliers*)

média antes	média depois	diferença	Wilcoxon		Resultado
			z	p-value	
0,350	0,250	0,100	-0,764*	0,445	sem efeito

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Quando se observa o comportamento na perspectiva por evento, constata-se, conforme a Tabela 8, que apenas em dois dos eventos listados houve a aceitação da hipótese alternativa de que a volatilidade média antes do anúncio é estatisticamente diferente da volatilidade média depois do anúncio. Para as demais, os resultados apontaram para uma ausência de efeito na volatilidade ocasionado pelo anúncio da operação de F&A.

Tabela 8: Volatilidade ao redor do Anúncio da F&amp;A (por evento)

	média antes	média depois	diferença	%	Wilcoxon*		resultado
					z	p-value	
Ambev 1	0,686	0,342	0,344	50,15%	-1,682	0,093	sem efeito
Ambev 2	-0,038	-1,604	1,566	4121,05%	-1,682	0,093	sem efeito
Ambev 3	0,266	0,138	0,128	48,12%	-0,255	0,799	sem efeito
Aracruz	0,114	0,343	-0,229	200,88%	-1,070	0,285	sem efeito
Bradespar	0,551	0,289	0,262	47,55%	-0,663	0,507	sem efeito
Brasil Telecom Part 1	0,303	0,265	0,038	12,54%	-0,459	0,646	sem efeito
Brasil Telecom Part 2	0,126	0,700	-0,574	455,56%	-2,803	0,005	aumentou
Braskem	0,069	0,540	-0,471	682,61%	-1,580	0,114	sem efeito
Celesc	0,421	0,203	0,218	51,78%	-0,663	0,508	sem efeito
Cemig	0,107	0,175	-0,068	63,55%	-0,051	0,959	sem efeito
Coteminas	-0,033	-0,023	-0,010	30,30%	-0,663	0,508	sem efeito
CSN 1	0,420	0,638	-0,218	51,90%	-1,070	0,285	sem efeito
CSN 2	0,192	0,028	0,164	85,42%	-0,561	0,575	sem efeito
CSN 3	0,099	0,229	-0,131	132,32%	-0,051	0,959	sem efeito
Klabin S/A	-0,394	0,330	-0,724	183,76%	-1,274	0,203	sem efeito
Petrobras ON	0,574	-0,029	0,603	105,05%	-1,886	0,059	sem efeito
Petrobras PN	0,430	0,104	0,326	75,81%	-0,968	0,333	sem efeito
Telemar NL	0,413	0,125	0,288	69,73%	-0,652	0,515	sem efeito
Telemig Part	-0,566	0,131	-0,698	123,32%	-1,886	0,059	sem efeito
Telesp ON	0,326	-0,622	0,948	290,80%	-1,988	0,047	diminuiu
Telesp PN	0,386	0,185	0,201	52,07%	-0,866	0,386	sem efeito
Tractebel	0,258	-0,147	0,405	156,98%	-1,172	0,241	sem efeito
Unipar	-0,311	-2,093	1,782	572,99%	-1,886	0,059	sem efeito
VCP 1	0,187	0,068	0,119	63,64%	-0,561	0,575	sem efeito
VCP 2	0,536	-0,043	0,578	107,84%	-1,784	0,074	sem efeito
Vale ON1	0,305	0,126	0,179	58,69%	-0,663	0,508	sem efeito
Vale PN1	0,483	0,303	0,180	37,27%	-1,274	0,203	sem efeito
Vale ON2	0,300	0,033	0,267	89,00%	-0,357	0,721	sem efeito
Vale PN2	0,445	0,198	0,247	55,51%	-0,051	0,959	sem efeito
Vivo ON1	0,110	0,116	-0,006	5,45%	-0,153	0,878	sem efeito
Vivo PN1	0,014	-0,434	0,448	3200,00%	-1,580	0,114	sem efeito
Vivo ON2	0,146	0,262	-0,116	79,45%	-0,459	0,646	sem efeito
Vivo PN2	-0,011	0,469	-0,480	4363,64%	-1,376	0,169	sem efeito

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

No estudo *ex-post*, procedeu-se de maneira semelhante ao estudo *ex-ante*, tomando-se como ponto zero a data de anúncio da conclusão da operação de F&A.

Para essa etapa do estudo foram excluídas as observações relativas às ações da Vivo, pois os dois eventos de anúncio possuíam a mesma data de conclusão. A inclusão desses eventos poderia provocar uma distorção dos resultados visto que as séries correspondentes a cada tipo de papel teriam os mesmos valores. Como se tratava de dois eventos, cada um sendo analisado para dois tipos de ações, o escopo de estudo foi reduzido de 33 para 29 eventos.

Como observado nas Tabelas 9 e 10, tanto para a observação com *outliers* quanto para a observação sem *outliers*, os resultados apontam para a aceitação da hipótese alternativa de que a volatilidade média antes do anúncio é estatisticamente diferente da volatilidade média depois do anúncio, sinalizando para um aumento da mesma.

Tabela 9: Volatilidade ao Redor da Conclusão da F&A (com outliers)

média antes	média depois	diferença	Wilcoxon		resultado
			z	p-value	
0,258	0,332	-0,074	-1,886*	0,049	aumentou

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Tabela 10: Volatilidade ao redor da conclusão da F&A (sem outliers)

média antes	média depois	diferença	Wilcoxon		resultado
			z	p-value	
0,367	0,518	-0,150	-1,886*	0,049	aumentou

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Ao lançar o olhar por evento, obteve-se como resultado (Tabela 11) uma ausência de efeitos na volatilidade para 25 dos 29 eventos. Entre os eventos para as quais a conclusão da F&A provocou efeito na volatilidade, observou-se um aumento da mesma para três dos quatro eventos.

Tabela 11: Volatilidade ao Redor da Conclusão da F&amp;A (por evento)

	média antes	média depois	diferença	%	Wilcoxon*		resultado
					z	p-value	
Ambev 1	0,027	0,575	-0,548	2029,63%	-1,988	0,047	aumentou
Ambev 2	0,604	0,789	-0,186	30,79%	-1,988	0,047	diminuiu
Ambev 3	0,500	0,549	-0,049	9,80%	-0,561	0,575	sem efeito
Aracruz	0,259	0,460	-0,201	77,61%	-0,357	0,721	sem efeito
Bradespar	0,195	0,436	-0,241	123,59%	-0,178	0,859	sem efeito
Brasil Telecom Part 1	0,281	0,232	0,049	17,44%	-0,051	0,959	sem efeito
Brasil Telecom Part 2	0,540	0,394	0,146	27,04%	-0,663	0,508	sem efeito
Braskem	0,664	0,492	0,171	25,75%	-1,988	0,047	diminuiu
Celesc	0,532	0,447	0,084	15,79%	-0,459	0,646	sem efeito
Cemig	0,429	0,693	-0,264	61,54%	-1,784	0,074	sem efeito
Coteminas	0,419	0,331	0,088	21,00%	-0,663	0,508	sem efeito
CSN 1	-0,259	0,084	-0,343	132,43%	-0,968	0,333	sem efeito
CSN 2	0,014	-0,076	0,090	642,86%	-0,255	0,799	sem efeito
CSN 3	0,414	0,195	0,218	52,66%	-0,764	0,445	sem efeito
Klabin S/A	0,807	0,679	0,128	15,86%	-0,255	0,799	sem efeito
Petrobras ON	0,036	0,266	-0,229	636,11%	-0,764	0,445	sem efeito
Petrobras PN	0,090	0,297	-0,207	230,00%	-0,866	0,386	sem efeito
Telemar NL	0,519	0,330	0,189	36,42%	-1,070	0,285	sem efeito
Telemig Part	0,528	0,323	0,205	38,83%	-1,274	0,203	sem efeito
Telesp ON	-0,038	0,452	-0,491	1292,11%	-1,376	0,169	sem efeito
Telesp PN	-0,099	-0,873	0,774	781,82%	-2,497	0,013	diminuiu
Tractebel	0,309	0,382	-0,073	23,62%	-0,357	0,721	sem efeito
Unipar	0,480	0,660	-0,180	37,50%	-0,663	0,508	sem efeito
VCP 1	0,083	-0,183	0,267	321,69%	-0,866	0,386	sem efeito
VCP 2	-0,014	-0,040	0,026	185,71%	-0,153	0,878	sem efeito
Vale ON1	0,028	0,303	-0,275	982,14%	-0,764	0,445	sem efeito
Vale PN1	-0,244	0,189	-0,432	177,05%	-1,070	0,285	sem efeito
Vale ON2	0,190	0,589	-0,399	210,00%	-1,580	0,114	sem efeito
Vale PN2	0,193	0,654	-0,461	238,86%	-1,784	0,074	sem efeito

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Considerando que a observação global (Tabelas 9 e 10) apontou para um aumento na volatilidade e a observação por evento (Tabela 11) demonstrou que a maioria dos eventos apresenta uma ausência de efeito na volatilidade, resolveu-se observar se os eventos que apresentaram maior variação na média poderiam estar influenciando no resultado. Para isso, os testes foram repetidos excluindo-se os eventos Ambev 1 e Telesp ON. Os resultados desse procedimento encontram-se evidenciados nas Tabelas 12 e 13.

*Tabela 12: Volatilidade ao Redor da Conclusão da F&A Ajustada (com outliers)*

média antes	média depois	diferença	Wilcoxon		resultado
			z	p-value	
0,287	0,319	-0,074	-0,968*	0,333	sem efeito

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

*Tabela 13: Volatilidade ao redor da conclusão da F&A Ajustada (sem outliers)*

média antes	média depois	diferença	Wilcoxon		resultado
			z	p-value	
0,399	0,509	-0,150	-1,682*	0,093	sem efeito

\*ao nível de significância de 0,05.

**Fonte:** elaborada pela autora a partir dos dados do estudo

Com isso, os resultados globais passaram a apontar para a ausência de efeito, demonstrando o impacto desses eventos no resultado. Esse resultado apresenta-se mais alinhado com a observação por evento exibido na Tabela 11.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A volatilidade pode ser considerada um dos mais importantes temas nos estudos em finanças, por estar diretamente relacionada com o conceito de risco. Seu estudo no contexto de eventos corporativos

obtem relevância à medida que este pode permitir a observação de possíveis mudanças nos níveis de risco quando da ocorrência desses eventos. Entre os eventos corporativos, destacam-se as operações de fusões e aquisições (F&A), as quais costumam implicar em mudanças significativas nas empresas envolvidas.

No que diz respeito às operações de fusões e aquisições, percebeu-se que a volatilidade poderia ser observada não só numa perspectiva *ex-ante* (em torno do anúncio da operação), mas também *ex-post* (em torno da conclusão da operação). Assim, realizou-se uma investigação do comportamento da volatilidade dos retornos das ações de empresas que passaram por processos de fusão ou aquisição, a qual abrangeu tanto o período referente ao anúncio quanto o período referente à conclusão da operação.

Considerando as características observadas em séries financeiras, como caudas pesadas, não linearidade, assimetria, memória longa, propriedades de volatilidade e não normalidade, optou-se por utilizar modelos GARCH na estimação da volatilidade.

Ao utilizar o modelo GARCH para a estimação da volatilidade e testar estatisticamente a volatilidade dos retornos antes e depois do anúncio e da conclusão da operação de F&A, constatou-se, tanto para a amostra com *outliers* quanto para a amostra sem *outliers*, uma ausência de efeitos da operação de F&A na volatilidade.

No entanto, reconhece-se que os resultados observados sofrem a limitação do método utilizado e, por isso, sugere-se para pesquisas futuras a exploração do uso de outros modelos, como os de volatilidade estocástica, de forma a se comparar com os resultados encontrados neste estudo.

## REFERÊNCIAS

ACQUAH, Henry de-Graft. *Comparison of Akaike Information Criterion (AIC) and Bayesian Information Criterion (BIC) in Selection of an Asymmetric Price Relationship*. **Journal of Development and Agricultural Economics**, Nairobi, v. 2, n. 1, p. 1-6, jan. 2010.

ALEXANDER, Carol. **Modelos de Mercado: um guia para a análise de informações financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

ALTMAN, Edward I.; SCHWARTZ, Robert A. *Volatility Behavior of Industrial Stock Price Indices*. **The Journal of Finance**, New York, v. 28, n. 4, p. 957-971, set. 1973.

BARNETT Vic; LEWIS, Toby. **Outliers in Statistical Data**. 3. ed. New York: John Wiley & Sons, 1994.

BODIE, Zvi; MERTON, Robert C. **Finanças**. 1. ed. revista e ampliada. Porto Alegre: Bookman, 2002.

BOLLERSLEV, Tim; CHOU, Ray Y.; KRONNER, Kenneth F. *ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence*. **Journal of Econometrics**, Amsterdam v. 52, n. 1-2, p. 5-59, abr./mai. 1992.

BRITO, Giovani Antônio Silva; BATISTELLA, Flávio Donizete; FAMÁ, Rubens. Fusões e Aquisições no Setor Bancário: Avaliação Empírica do Efeito Sobre o Valor das Ações. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo-RAUSP**, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 353-360, out./dez. 2005.

BROOKS, Chris. **Introductory Econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

CALLADO, Antônio André Cunha. **Eficiência do Mercado Acionário**: Retorno das Ações Negociadas na Bovespa, Variáveis Macroeconômicas, Causalidade e Fatores Condicionantes. 2009. 195s. Tese (Doutorado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2009.

CAMARGOS, Marcos Antônio de; BARBOSA, Francisco Vidal. Análise Empírica da Hipótese de Maximização da Riqueza dos Acionistas nos Processos de Fusão e Aquisição Ocorridos no Mercado de Capitais Brasileiro Pós-Plano Real, **Revista de Gestão USP**, São Paulo, v. 12, n. 4, p. 33-53, out./dez. 2005.

CAMARGOS, Marcos Antônio de; BARBOSA, Francisco Vidal. Eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro pós-Plano Real: um estudo de eventos dos anúncios de fusões e aquisições. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo-RAUSP**, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 43-58, jan./fev./mar. 2006.

CAMARGOS, Marcos Antônio de; ROMERO, Julio Alfredo Racchumi; BARBOSA, Francisco Vidal. **Análise Empírica da Prática de Insider Trading em Fusões e Aquisições Recentes na Economia Brasileira**. In: Encontro Nacional de Engenharia de Produção, 27, 2007, Foz do Iguaçu. Anais... Foz do Iguaçu, ENEGEP, 2007.

CAMARGOS, Marcos Antônio de; COUTINHO, Eduardo Senra. A Teoria da Firma e a Fundamentação Teórica para Fusões e Aquisições: uma Análise de suas Interfaces. **RAC-Eletrônica**, Curitiba, v. 2, n. 2, p. 273-295, mai./ago. 2008. Disponível em: [http://www.anpad.org.br/periodicos/arq\\_pdf/a\\_738.pdf](http://www.anpad.org.br/periodicos/arq_pdf/a_738.pdf). Acesso em: 23 fev. 2010.

CHIMISSO, Sandro Hüttner; KLOECKNER, Gilberto de Oliveira. **Negociação de Volatilidade no Mercado Brasileiro de Opções sobre Taxa de Câmbio**. In: XXV Encontro Nacional de Engenharia de Produção – ENEGEP, Porto Alegre, out. 2005.

DALY, Kevin. *Financial volatility: Issues and Measuring Techniques*. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, Amsterdam, v. 387, n. 11, p. 2.377-2.393, abr. 2008.

EMILIANO, Paulo César; VIVANCO, Mario Javier Ferrua; MENEZES, Fortunato Silva de; AVELAR, Fabrício Goecking. Foundations and Comparison of Information Criteria: Akaike and Bayesian. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 394-411, jul./set. 2009.

- ENGLE, Robert. *Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice*. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 94, n. 3, p. 405-420, jun. 2004.
- FAMA, Eugene. *The Behavior of Stock-Market Prices*. **Journal of Business**, Chicago, v. 38, n. 1, p. 34-105, jan. 1965.
- GLOSTEN, Lawrence R.; JAGANNATHAN, Ravi; RUNKLE, David. E. *On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*. **The Journal of Finance**, New York, v. 48, n. 5, p. 1.779-1.801, dez. 1993.
- GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.
- GUZMAN, Ximena Zuluaga. **Impacto das Aquisições e Fusões na Performance Operacional Bancária no Brasil**. 2002s. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.
- HACKBARTH, Dirk; MORELLEC, Erwan. *Stock Returns in Mergers and Acquisitions*. **The Journal of Finance**, Nova York, v. 63, n. 3, p. 1.213-1.252, jun. 2008.
- HELOU NETTO, Fádua; PEREIRA, Clésia Camilo. **Impacto da Republicação de Demonstrações Financeiras no Preço das Ações de Empresas Brasileiras**. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 10, 2010, São Paulo. Anais... São Paulo, Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2010.
- KIM, Jaemin. *Buyback Trading of Open Market Share Repurchase Firms and the Return Volatility Decline*. **International Journal of Managerial Finance**, Adelaide, v. 3, n. 4, p. 316-337, 2007.
- KURONUMA, Alexandre Maurício; LUCCHESI, Eduardo Pozzi; Famá, Rubens. **Retornos Anormais Acumulados das Ações no Período Pós-Pagamento de Dividendos: um estudo empírico no mercado brasileiro**. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 4, 2004, São Paulo. Anais... São Paulo, Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2004.
- LI, Qi; YANG, Jian; HSIAO, Cheng; CHANG, Young-Jae. *The relationship Between Stock Returns and Volatility in International Stock Markets*. **Journal of Empirical Finance**, Amsterdam, v. 12, n. 5, p. 650-655, dez. 2005.
- LIMA, João Batista Nast.; TERRA, Paulo Renato Soares. **A Reação do Mercado de Capitais Brasileiro a Divulgação das Informações Contábeis Parte I: O Efeito Incondicional e Segundo o Resultado do Exercício**. In: Encontro Brasileiro de Finanças, 4, 2004, Rio de Janeiro. Anais... Rio de Janeiro, Encontro Brasileiro de Finanças, 2004.
- MACKINLAY, A. Craig. *Event Studies in Economics and Finance*. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 35, n. 1, p. 13-39, mar. 1997.
- MANDELBROT, Benoit. *The Variation of Certain Speculative Prices*. **Journal of Business**, Chicago, v. 36, n. 4, p. 394-419, 1963.
- MARTINS, Gilberto de Andrade. **Estatística Geral e Aplicada**. São Paulo: Atlas, 2001.
- MORAIS, Igor A. C. de; PORTUGAL, Marcelo Savino. Modelagem e Previsão de Volatilidade Determinística e Estocástica para a Série do IBOVESPA. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 303, 341, jul./set. 1999.

MORETTIN, Pedro Alberto; TOLOI, Clelia Maria de C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004.

PATROCÍNIO, Maurício Réa; KAIO, Eduardo Kazuo; KIMURA; Herbert. Aquisição de empresas, intangibilidade e criação de valor: um estudo de evento. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo-RAUSP**, São Paulo, v. 42, n. 2, p. 205-215, abr./jun. 2007.

PIETRO NETO, José de; GALLI, Oscar Claudino; DECOURT, Roberto Frota. Volatilidade, Magnitude dos Proventos e a Sinalização na Política de Distribuição de Lucros. **Revista de Administração da UFSM**, Santa Maria, v. 1, n. 1, p. 37-56, jan./abr. 2008.

PINTO JÚNIOR, Helder Queiroz; IOOTTY, Mariana. Avaliando os Impactos Microeconômicos das Fusões e Aquisições nas Indústrias de Energia no Mundo: uma análise para a década de 90. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 25, n. 4, p. 439-453, out./dez. 2005.

POON, Ser-Huang; GRANGER, Clive W. J. *Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review*. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 41, n. 2, p. 478-539, jun. 2003.

PROCIANOY, Jairo Laser; VERDI, Rodrigo dos Santos. O Efeito Clientela no Mercado Brasileiro: será que os investidores são irracionais? **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, p. 217-242, dez. 2003.

SHITTU, O. I.; ASEMOTA, M. J. *Comparison of Criteria for Estimating the Order of Autoregressive Process: a Monte Carlo approach*. **European Journal of Scientific Research**, London, v. 30, n. 3, p. 409-416, 2009.

TRICHES, Divanildo. Fusões, Aquisições e Outras Formas de Associação entre Empresas no Brasil. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo-RAUSP**, v. 31, n. 1, p. 14-31, jan./mar. 1996.

WOOD JÚNIOR, Thomaz; VASCONCELOS, Flávio C.; CALDAS, Miguel P. Fusões e Aquisições no Brasil. **RAE Executivo**, São Paulo, v. 2, n. 4, p. 41-45, 2004.

Recebido em: 14.2.2014

Aprovado em: 24.11.2014

Avaliado pelo sistema double blind review.

Editor: José Alberto Carvalho dos Santos Claro.

Disponível em <http://mjs.metodista.br/index.php/roc>