

Hudson Chaves Costa

**O COMPORTAMENTO DOS COMPONENTES DA
VOLATILIDADE DAS AÇÕES NO BRASIL NO PERÍODO DE
1996 A 2010**

Dissertação submetida ao Programa de
Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Santa
Catarina para a obtenção do Grau de
Mestre em Economia
Orientador: Prof. Dr. Newton Carneiro
Affonso da Costa Júnior

Florianópolis
2012

Catlogação na fonte elaborada pela biblioteca da
Universidade Federal de Santa Catarina

A ficha catalográfica é confeccionada pela Biblioteca Central.

Tamanho: 7cm x 12 cm

Fonte: Times New Roman 9,5

Maiores informações em:

<http://www.bu.ufsc.br/design/Catalogacao.html>

Hudson Chaves Costa

**O COMPORTAMENTO DOS COMPONENTES DA
VOLATILIDADE DAS AÇÕES NO BRASIL NO PERÍODO DE
1996 A 2010**

Este (a) Dissertação/Tese foi julgado(a) adequado(a) para obtenção do Título de “mestre”, e aprovad(o)a em sua forma final pelo Programa de Pós-graduação em Economia.

Florianópolis, 9 de março de 2012.

Prof. Roberto Meurer, Dr.
Coordenador do Curso

Banca Examinadora:

Prof., Dr. Newton Carneiro Affonso da Costa Júnior
Orientador
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof., Dr. Aureliano Angel Bressan
Universidade Federal de Minas Gerais

Prof., PhD, Fernando Seabra
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof., Dr. Maurício Simiano Nunes,
Universidade Federal de Santa Catarina

Dedico este trabalho aos meus pais
Zadma e Florisvaldo, bem como a
minha irmã Mayane.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por abrir portas e me dar forças para superar dificuldades que surgiram nestes dois anos. À minha família por sempre me apoiar e confiar na minha capacidade.

Ao programa de pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina pela oportunidade de realizar este curso e em especial, a secretaria Evelise pelos seus conselhos e presteza em ajudar. Ao meu orientador, professor Newton, pela orientação e idéias, sem as quais este trabalho não teria sido concretizado.

Ao professor Seabra pela oportunidade de trabalho, valiosos ensinamentos e conselhos que os considero como de um amigo. Estes são os meus mais sinceros agradecimentos e admiração. Às colegas de trabalho (Amanda, Fabiane, Juliana, Larissa, Luiza, Natalia e Raquel) que tornaram todas as manhãs mais alegres e agradáveis. A todos os integrantes do laboratório de transportes e logística - LabTrans (Tiago, obrigado com a ajuda na planilha) que confiaram em meu trabalho e contribuíram com minha formação profissional. Ao amigo Wladimir que sempre se dispôs a ajudar.

Aos colegas de turma que me acompanharam nesta caminhada e ao CNPq (Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico) pelo incentivo à pesquisa através da bolsa de estudos.

A todos aqueles que não tenham sido citados aqui, mas que de algum modo colaboraram para realização deste trabalho.

RESUMO

Analisar o comportamento de medidas de volatilidade desagregada já foi amplamente estudado em diversas publicações internacionais. Para o caso brasileiro, estudos sobre este tema são ainda escassos. Este trabalho busca analisar o comportamento dos componentes do risco de uma ação (mercado, indústria e firma) no mercado acionário brasileiro no período de 1996 a 2010 utilizando a abordagem proposta por Campbell et al. (2001). Além disso, é obtida a correlação média incondicional que, segundo Morck, Yu e Yeung (2000) e Li et al. (2004), é um forte indicador de sincronia nos preços das ações.

Foi constatada a presença de uma tendência negativa para a volatilidade idiossincrática (firma) a partir de setembro de 1998, enquanto que nenhum padrão de tendência foi observado para as outras medidas de volatilidade. O estudo também notou que a correlação média entre as ações tem aumentado, uma vez que a parcela do risco total originada por fatores específicos de cada empresa tem caído ao longo do período estudado.

Palavras-chave: risco idiossincrático, correlação média, volatilidade desagregada.

ABSTRACT

The analyses of the behavior of disaggregated measures of volatility has been widely studied in various international publications. For the Brazilian case, studies on this topic are still scarce. This work analyzes the behavior of the components of the risk of an action (market, industry and firm) in the Brazilian stock market in the period 1996 to 2010 using the approach proposed by Campbell et al. (2001). Furthermore, the unconditional average correlation is obtained, which, according to Morck, Yu e Yeung (2000) and Li et al. (2004), is a strong indicator of synchrony in stock prices.

It was noticed the presence of a negative trend for the idiosyncratic volatility from September of 1998, whereas no trend pattern was observed for other measures of volatility. The study also noticed that the correlation between the stock has increased over the study period, since the portion of total risk caused by factors specific to each company have fallen for this same period.

Keywords: idiosyncratic risk, average correlation, disaggregated volatility.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Volatilidade de mercado (MKT_t) anualizada.....	45
Figura 2: Volatilidade da Indústria (IND_t) anualizada.....	46
Figura 3: Volatilidade da Firma ($FIRM_t$) anualizada.....	47
Figura 4: Volatilidade anualizada MA (12).....	48
Figura 5: Linha de tendência com uma quebra estrutural.....	54
Figura 6: Correlação média.....	64

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Quantidade de ações selecionadas por ano e por setor.	42
Tabela 2: Participação média dos setores em milhões de reais.	44
Tabela 3 - Estrutura de Autocorrelação Serial	50
Tabela 4: Resultados do teste de Bai e Perron (1998, 2003).	52
Tabela 5: Resultado do modelo com uma quebra estrutural.	53
Tabela 6: Teste de raiz unitária para a série com quebra estrutural.	55
Tabela 7: Teste de Raiz Unitária para as séries sem quebra estrutural.	56
Tabela 8: Estatísticas descritivas e tendência linear.	57
Tabela 9: Resultados empíricos do teste de tendência para as séries de volatilidade e correlação média.	61
Tabela 10: Decomposição da média e variância	62

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	19
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO	19
1.2 A PESQUISA E SUA RELEVÂNCIA	21
1.3 DESCRIÇÃO DOS CAPÍTULOS	22
2. REFERENCIAL TEÓRICO	23
2.1 RISCO IDIOSINCRÁTICO, RISCO SISTÊMICO E DIVERSIFICAÇÃO.....	23
2.2 A VOLATILIDADE IDIOSINCRÁTICA EM DIVERSOS ESTUDOS.....	24
3. METODOLOGIA	33
3.1 CRITÉRIO ADOTADO PARA A SELEÇÃO DA AMOSTRA	33
3.2 DECOMPOSIÇÃO DA VOLATILIDADE	35
3.3 ESTIMAÇÃO.....	38
3.4 CORRELAÇÃO MÉDIA.....	39
4. RESULTADOS.....	41
4.1 TESTES DE QUEBRA ESTRUTURAL	51
4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	54
4.3 TESTE DE TENDÊNCIA.....	57
5. CONCLUSÕES	65

1 INTRODUÇÃO

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO

Pesquisar e analisar o comportamento dos preços dos ativos financeiros foi e permanece um anseio em diversos estudos. A análise pioneira de Markowitz (1952) desencadeou uma linha de pensamento que propunha a mensuração do risco de um ativo a partir do retorno esperado e sua variância. Segundo o autor, o retorno esperado de uma carteira é a média ponderada das taxas de retorno esperadas dos ativos que compõem a carteira enquanto que o risco pode ser medido pela variância de tais retornos.

Markowitz (1952) sugere que o melhor conjunto de carteiras eficientes, denominado de fronteira eficiente, é aquele em que todas as carteiras têm um risco mínimo para dado nível de retorno e o retorno máximo para dado nível de risco, sendo que a escolha da carteira pertencente à fronteira eficiente dependerá das características dos investidores. Além disso, a relação entre retorno esperado e variância pode ser conduzida de forma que a diversificação proporcione redução do risco de uma carteira.

Dada a dificuldade em aplicar a abordagem de Markowitz (1952), principalmente no que tange ao cálculo das covariâncias entre os ativos individuais, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolveram os conceitos do *Capital Asset Pricing Model (CAPM)* que relaciona o retorno esperado de um ativo ao seu risco não-diversificável e ao retorno do ativo livre de risco. A relação entre a carteira de mercado, perfeitamente diversificada, e o ativo é considerada pelo CAPM de grande relevância na mensuração do retorno esperado. O índice beta que é obtido pela covariância entre os retornos da carteira de mercado e do ativo dividida pela variância da carteira de mercado é capaz de medir a sensibilidade do ativo em relação aos movimentos do mercado. Tal fator definirá o grau do risco sistêmico (não-diversificável) do ativo. Já o risco idiosincrático é tratado no CAPM como aquele que pode ser diversificado de alguma maneira.

Porém, a não verificação empírica do CAPM (Basu, 1977; Banz, 1981; Lakonishok e Shapiro, 1986; Fama e French, 1992) motivou trabalhos que buscam explicar os diferentes fatores de risco, além do fator beta, que podem determinar o retorno de uma ação. Dentre eles, destaca-se o modelo de três fatores de Fama e French (1992) que além do fator mercado, considera o tamanho da empresa (definido pelo valor de mercado do patrimônio líquido) e o índice *book-to-market*

(definido pela relação entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido) como determinantes do retorno das ações. Os autores concluíram que os três parâmetros do modelo de três fatores são simultaneamente significantes e que o modelo é superior ao CAPM na explicação dos retornos médios.

No mercado acionário brasileiro, Málaga (2004) aplicou a mesma metodologia de teste utilizada por Fama e French (1992) em ações listadas no período de 1995-2003 utilizando retornos mensais para cálculo dos prêmios dos fatores de risco. Concluíram que ambos se mostram significativos em explicar retornos de ações com diferentes características e os resultados indicam que o modelo de Fama e French (1992) é superior ao CAPM para as ações analisadas. Semelhantemente, Neves e Costa Jr. (2000) encontraram influência significativa de três fatores fundamentalistas (valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor patrimonial/preço) na explicação da rentabilidade média das ações selecionadas para o período de março de 1987 a fevereiro de 1996.

Portanto, pode-se observar que a volatilidade agregada do mercado é fundamental para a teoria de carteiras e modelos de precificação de ativos. A correta previsão da volatilidade é importante não só no esboço de estratégias ótimas de *hedge* com derivativos como também na possibilidade de se captar momentos de grande incerteza no mercado (Morais e Portugal, 1999). Campbell et al. (2001) indicam que esta volatilidade é apenas um dos componentes do retorno de uma ação individual e sugerem que choques em níveis setoriais (indústrias) e específicos das firmas também são importantes componentes dos retornos de uma ação qualquer.

Por conseguinte, através de uma abordagem desagregada, Campbell et al. (2001)¹ propuseram três medidas de volatilidade (mercado, indústria (setor), firma) e analisaram a existência de uma tendência de longo prazo nestes três componentes no mercado acionário dos EUA durante o período de 1962 a 1997. Usando dados diários de todas as ações negociadas na *National Association of Securities Dealers Automated Quotations* (NASDAQ), *New York Stock Exchange* (NYSE) e *American Stock Exchange* (AMEX) mostraram que uma queda na correlação média entre as ações foi acompanhada de um aumento na volatilidade idiossincrática para o período estudado enquanto que a volatilidade da indústria e do mercado não apresentou tendência significativa.

¹ Diferentemente, o CAPM foi desenvolvido com base em dois componentes de risco (mercado e firma).

1.2 A PESQUISA E SUA RELEVÂNCIA

É importante verificar se as conclusões encontradas por Campbell et al. (2001) se mantêm para outros países. Este trabalho busca analisar o comportamento dos componentes do risco de uma ação (mercado, indústria e firma) no mercado acionário brasileiro no período de 1996 a 2010. Além disso, será obtida a correlação média incondicional que, segundo pesquisas em diversos mercados (Morck, Yu e Yeung, 2000 e Li et al., 2004), é um forte indicador de sincronia nos preços das ações.

Para tanto, através das ações selecionadas e utilizando a abordagem proposta por Campbell et al. (2001) serão estimadas as medidas de volatilidade (mercado, indústria e firma) e a correlação média incondicional será obtida através do método tradicional aplicado por Campbell et al. (2001), Kearney e Potì (2006, 2008) e Pollet e Wilson (2010). O objetivo é analisar o comportamento desses componentes e verificar se as características encontradas para outros países são as observadas no Brasil ou se há divergência quanto às conclusões. Sugerem-se, também, algumas possibilidades para prováveis determinantes do comportamento apresentado pelas medidas de volatilidade. No entanto, uma investigação mais profunda sobre este tema será deixada para pesquisas futuras.

Segundo Campbell et al. (2001) a quantidade de ações necessárias para um nível de diversificação pleno depende da volatilidade idiossincrática² dos ativos que compõem a carteira, o que torna o entendimento de seu comportamento de grande importância. Assim, uma tendência de aumento ou de diminuição da volatilidade idiossincrática implica em um maior ou menor número de ações necessárias para se obter uma carteira diversificada, com implicações de custos para fundos de investimento, de pensão, mútuos de privatização, dentre outros.

Para o caso brasileiro, não existem pesquisas que busquem verificar o comportamento da volatilidade idiossincrática. No que condiz relacionar o poder do risco idiossincrático em explicar o retorno de ativos e carteiras, são pouquíssimas investigações. Galdi e Securato (2007) não encontraram evidências de que o risco idiossincrático contribua para a explicação do retorno de uma carteira. Por outro lado, Mendonça (2011) mostrou que a relação entre a volatilidade

² Volatilidade específica de um ativo. Mais informações sobre esta medida serão apresentadas na seção 2.1.

idiossincrática e o retorno de uma ação é positiva e significativa, pois a inclusão desta variável com as demais consideradas contribui para a qualidade do modelo e para o seu poder de explicação.

A importância dada ao risco idiossincrático por vários pesquisadores (Morck, Yu e Yeung, 2000; Campbell et al., 2001; Xu e Malkiel, 2003; Boyer, Mitton e Vorkink, 2010; Brandt et al., 2010), a propagação de pesquisas sobre o tema em vários países e a falta de estudos para o mercado acionário brasileiro, são fatores que tornam relevante a inserção de discussões sobre este componente e, por conseguinte, fornecer subsídios para pesquisas relacionadas.

1.3 DESCRIÇÃO DOS CAPÍTULOS

O primeiro capítulo desta dissertação contextualiza a pesquisa, define os objetivos a serem alcançados e discorre sobre sua relevância. O segundo capítulo faz uma revisão sobre a literatura relacionada ao tema. O terceiro capítulo detalha todos os passos da pesquisa, incluindo a escolha da amostra, a estimação das medidas de volatilidade e correlação média, e os procedimentos metodológicos. O quarto capítulo apresenta os principais resultados encontrados. Por fim, o quinto capítulo traz uma conclusão do estudo, enquanto o sexto apresenta as referências bibliográficas.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 RISCO IDIOSSINCRÁTICO, RISCO SISTÊMICO E DIVERSIFICAÇÃO

A volatilidade idiossincrática é responsável pelo risco idiossincrático que pode ser entendido como o risco específico de um determinado ativo. Sua quantificação pode ser feita pela parcela de variabilidade total do rendimento devida a fatores específicos do ativo. A maneira apresentada pela teoria de finanças de se minimizar os problemas decorrentes deste tipo de risco é através da diversificação da carteira, pois assim questões particulares do ativo tais como: greves em empresas, modificações no padrão de consumo relativo aos produtos de uma empresa, mudança na gestão, dentre outros, são minimizados. Já a volatilidade do mercado representa o risco sistemático que é o risco comum a todos os ativos financeiros, sendo a probabilidade de ocorrência igual para todos e determinado por eventos de natureza política, econômica e social.

Estudos têm mostrado e sugerem que nem sempre os investidores estão bem diversificados em suas carteiras (Scharfstein e Stein, 1990; Falkenstein, 1996; Campbell et al., 2001; Xu e Malkiel, 2003; Dennis e Strickland, 2004). Desta forma, o risco idiossincrático se torna um importante fator para este tipo de investidor. Por outro lado, o risco sistemático é o risco mais relevante para investidores bem diversificados.

Segundo Xu e Malkiel (2003) as decisões de escolha e a restrição orçamentária dos investidores são motivos que podem explicar a permanência de portfólios não diversificados. Em casos de aumento da volatilidade idiossincrática, uma das possibilidades que o investidor tem para alcançar o nível de diversificação adequado é adicionar ativos em sua carteira o que pode acarretar em maiores custos de transação. Dada a restrição orçamentária, a diversificação pode não ser atingida e estes investidores serão impactados por aumentos na volatilidade idiossincrática das ações. Já para Falkenstein (1996) alguns investidores possuem vantagem comparativa em comprar certos tipos de ativos e tais disparidades implicam que diferentes tipos de investidores têm conservado carteiras enviesadas.

Dentre as justificativas apresentadas por Campbell et al. (2001) para a não diversificação de carteiras estão que muitos investidores possuem grande quantidade de ações individuais e podem falhar em não diversificar da maneira correta ou suas participações

podem ser restritas por políticas corporativas de remuneração. Os diversos tipos de fundos de investimento ou grandes instituições financeiras podem possuir elevada participação acionária em uma mesma empresa. A compra de quantidades significativas de ações em circulação de uma empresa por uma instituição poderá influenciar os preços desta e a conduta de seus gestores. Este comportamento por parte do mercado é conhecido como *institutional ownership* que é uma variável bastante utilizada (Campbell et al., 2001; Xu e Malkiel, 2003; Dennis e Strickland, 2004; Brandt et al. 2010) como possível determinante do comportamento da volatilidade idiossincrática.

Sob certas circunstâncias, gestores simplesmente imitam as decisões de investimentos de outros gestores, ignorando as informações específicas que eles detêm. Tal característica foi apresentada por Scharfstein e Stein (1990) que também concluíram que a reputação de um gestor no mercado de trabalho pode impactar no que conhecemos como *herd behaviour*, pois uma decisão errada tomada por apenas um gestor impactará negativamente na sua reputação, mas caso esta seja conjuntamente com outros gestores, não terá o mesmo efeito.

2.2 A VOLATILIDADE IDIOSSINCRÁTICA EM DIVERSOS ESTUDOS

Vários estudos revelaram que os componentes da volatilidade das ações não são constantes ao longo do tempo. A pioneira abordagem proposta por Campbell et al. (2001) que decompõem o risco total de uma ação individual em três componentes (mercado, indústria e firma) é base para estas investigações. Evidências foram encontradas de que a volatilidade idiossincrática dos retornos de ações individuais tem aumentado ao longo do tempo, tanto em termo absoluto quanto em termo relativo à variância do mercado e da indústria. Este efeito tem sido documentado no mercado de ações dos EUA (Campbell et al., 2001; Xu e Malkiel, 2003; Boyer, Mitton e Vorkink, 2010; Brandt et al., 2010) mercados de ações de países desenvolvidos e emergentes (Morck, Yu e Yeung, 2000; Li et al., 2004; Kearney e Potì, 2008). Ferreira e Gama (2005) estenderam a análise para um cenário internacional: a volatilidade total é agora decomposta nas seguintes fontes de risco: mundial, país, e indústria. Através de dados de 21 mercados desenvolvidos para o período de janeiro de 1974 a dezembro de 2001, seus resultados indicam que não existe notável tendência em nenhuma das medidas de volatilidade, mas na década de 1990 há um evidente aumento na volatilidade da indústria local, o que é um

indicativo que a correlação entre indústrias locais tem declinado. Ainda, mais recentes evidências sugerem que não existe tendência temporal nos EUA e nenhum outro país desenvolvido (Bekaert e Wu, 2000) ou tendência de queda, como sugere o trabalho de Sousa e Serra (2008) para o mercado acionário português.

Os resultados encontrados por Campbell et al. (2001) para ações do mercado acionário dos EUA no período de 1962 a 1997 sugerem que, apesar da volatilidade do mercado não apresentar nenhuma tendência visível, a volatilidade idiossincrática aumentou perceptivelmente. Os autores providenciaram uma decomposição da volatilidade que não requer a estimação de covariâncias ou betas para indústrias ou firmas e que utiliza dados diários ou semanais para estimar a volatilidade mensal de cada um destes componentes e sem a necessidade de impor qualquer modelo paramétrico para descrever a evolução das variâncias ao longo do tempo. Como consequência do aumento da volatilidade idiossincrática em detrimento da estável volatilidade de mercado, a correlação média entre as ações diminuiu, assim como o poder do modelo de mercado. Por fim, Campbell et al. (2001) encontraram que as medidas de volatilidade (mercado, indústria e firma) cresceram em momentos de recessão e ajudam a prever o crescimento do PIB. A volatilidade do mercado parece conduzir as outras medidas de volatilidade.

Como se pode observar, o desempenho da volatilidade idiossincrática afeta o comportamento da correlação média tanto para cima, em caso de queda na volatilidade idiossincrática, ou para baixo, caso contrário. Por sua vez, a correlação média é uma *proxy* para movimentos em conjunto dos retornos das ações. Li et al. (2004) argumentam que movimentos em conjunto podem ser um indicativo de mercado ineficiente, tais como bolhas ou *herd behaviour*.

Nessa linha de raciocínio, Morck, Yu e Yeung (2000) encontraram que preços de ações em economias com maior PIB per capita se movem de uma maneira não sincronizada. Em contraste, os preços das ações tendem a se mover junto tanto para cima ou para baixo em economias com menor PIB per capita. Analogamente, a razão entre a variação idiossincrática e a variação total dos retornos de ações individuais foi maior em economias de maior renda em meados de 1990 e segundo os autores tal característica está associada com forte direito de propriedade destes mercados. Por outro lado, a maior sincronia no movimento dos preços das ações em economias pobres é consequência da maior participação do componente sistemático na variação total dos retornos. Segundo os autores, países de menor renda fornecem pouca

proteção aos direitos de propriedade, pois o grau de proteção afeta tanto na medida em que a informação é capitalizada nos preços das ações quanto ao tipo de informação que é capitalizada. Além disso, o tamanho do mercado e da economia, muitos fundamentos das firmas e instabilidade macroeconômica não afetam a relação entre PIB per capita e sincronia nos preços das ações, mas medidas de proteção dos direitos de propriedade tornam o PIB per capita insignificante em explicar o sincronismo.

Em uma investigação similar a Morck, Yu e Yeung (2000), mas considerando o grau de abertura do mercado de capitais e o mercado de bens e serviços (lado real da economia), Li et al. (2004) compararam os movimentos em conjunto dos retornos de ações individuais entre mercados emergentes e detectaram uma tendência de maior variação dos retornos específicos das firmas assim como Campbell et al. (2001), mas com um padrão mais fraco e não significativo em todos os países. Além disso, os autores concluíram que a maior variação específica das firmas está associada com uma maior abertura do mercado de capitais, mas não à abertura do mercado de bens (que está associado com maior volatilidade do mercado). Outro fator sugerido pelos autores como determinante do aumento da volatilidade idiossincrática é a integridade institucional (bom governo).

Em busca de examinar as conclusões de Campbell et al. (2001) e até mesmo confrontá-las, pesquisas que utilizam a mesma metodologia ou que propõem novas abordagens para as medidas de volatilidade desagregada surgiram como consequência deste trabalho precursor. Xu e Malkiel (2003) estudaram o comportamento da volatilidade idiossincrática para o período posterior à segunda Guerra Mundial no mercado acionário dos EUA. Utilizando dados do *Center for Research in Security Prices* (CRSP) e uma abordagem diferente (resíduos do modelo de três fatores de Fama e French e volatilidade idiossincrática condicional), encontraram que a volatilidade individual das ações aumentou ao longo do período analisado, confirmando as descobertas de Campbell et al. (2001) que analisaram para o período de 1962 a 1997. Segundo Xu e Malkiel (2003) esta tendência não é apenas atribuída a crescente importância da *National Association of Securities Dealers Automated Quotations* (NASDAQ), mas também ao montante de ações individuais que são detidas por uma mesma instituição financeira e aos objetivos das empresas em buscar maiores crescimentos. Xu e Malkiel (2003) salientam que empresas produtoras de bens de consumo tradicionais cujos ganhos crescem moderadamente em função do crescimento populacional, fazem investimentos pontuais

que não envolvem novas tecnologias. Por outro lado, empresas inseridas em uma indústria com rápidas alterações tecnológicas, fazem investimentos substanciais e contínuos em busca de crescimento futuro, gerando maiores riscos. Utilizando estimativas para o crescimento de empresas de analistas de *Wall Street* coletadas pelo *Institutional Brokerage Estimate* (IBES), encontraram que a relação entre a volatilidade idiossincrática e a taxa de crescimento esperada é não linear, existindo um ponto de inflexão. Para empresas com taxas de crescimento esperado maiores do que este ponto a volatilidade idiossincrática apresenta relação positiva ao crescimento esperado. Já para empresas com taxas de crescimento esperado menores do que o ponto de inflexão ou negativas a volatilidade idiossincrática torna-se inversamente proporcional à taxa de crescimento esperada.

Investigando o comportamento apresentado pela volatilidade idiossincrática no mercado acionário americano e na procura por determinantes para o mesmo, Brandt et al. (2010) analisam se o comportamento desta medida de volatilidade foi dado especificamente por variações nos retornos de ações de alto ou baixo preço e também se pode ser considerado como um fenômeno episódico. Para tanto, os autores utilizaram dados que envolvem negociações de qualquer valor ou quantidade (1950 – 2007) e uma sub-amostra de negociações de baixo valor (1983 – 2000), consideradas como *proxy* para investidores de varejo. A tendência de alta na volatilidade idiossincrática encontrada por Campbell et al. (2001) no período 1962 a 1997 alterou-se em 2003 com a volatilidade idiossincrática voltando aos níveis anteriores a 1990. Esta evidência sugere que o aumento na volatilidade idiossincrática na década de 1990 não foi uma tendência temporal, mas um fenômeno episódico que se manifestou mais fortemente entre ações de baixo preço que proporcionalmente são mantidas mais por investidores individuais (*retail investor*) do que instituições. Os autores sugerem, ainda, que um dos fatores que fazem com que muitas instituições coíbam a manutenção de ações de baixo valor é que o custo fixo por ação negociada aumentará os custos de transação do investidor. Entre ações de baixo preço, o forte padrão da volatilidade idiossincrática é evidente apenas se essas ações são em sua maioria negociadas por investidores individuais. Ao contrário das explicações apresentadas por Xu e Malkiel (2003) que atribuem o crescimento da volatilidade idiossincrática ao aumento do montante de ações individuais que são detidas por uma mesma instituição financeira, Brandt et al. (2010) argumentam que ações de baixo preço são mais voláteis por que elas não são mantidas por investidores institucionais. Os autores re-estimaram as equações

propostas por Xu e Malkiel (2003) tanto para ações de alto preço quanto para ações de baixo preço. Em ações de baixo preço, maior magnitude de investidores institucionais relaciona-se negativamente com a volatilidade idiossincrática. Para ações de alto valor as conclusões de Xu e Malkiel (2003) prevalecem.

Kearney e Potì (2008) examinaram a dinâmica do risco idiossincrático, risco de mercado e correlação dos retornos no mercado de ações europeu usando dados de 12 mercados da zona do euro para o período de 1974 a 2004. Similarmente a Campbell et al. (2001), encontraram um aumento na volatilidade idiossincrática e ao contrário das observações para os EUA, o risco de mercado apresentou uma tendência de alta enquanto que a correlação média das ações não apresentou tendência de queda. Além disso, os autores observaram que a volatilidade idiossincrática é o maior componente dentre os estudados e o benefício da diversificação na Europa permanece relativamente estável ao longo do tempo. A baixa correlação média entre as ações implica em um menor poder do modelo de mercado e os autores concluíram que existe um considerável impacto contemporâneo do retorno de mercado e volatilidade do mercado sobre a volatilidade idiossincrática, sugerindo que mesmo posições construídas para remover o risco de mercado, tais como *long-short*, podem ser mais voláteis em recessões e em momentos de elevada volatilidade do mercado.

Sousa e Serra (2008) documentaram os padrões da volatilidade do mercado como um todo e específica da firma no mercado de ações português ao longo do período 1991 – 2005 e testaram explicações para o comportamento da volatilidade idiossincrática. Ao contrário de estudos anteriores não encontram nenhuma evidência de aumento estatisticamente significativa na volatilidade idiossincrática. Pelo contrário, a razão do risco específico em relação ao risco total caiu ligeiramente, apesar do componente idiossincrático ser dominante ao longo do período analisado. Mostraram que este resultado deriva da listagem de grandes empresas privatizadas que apresentam um baixo risco específico, pois a ponderação das firmas pequenas faz com que a tendência torne-se insignificante. Os resultados dos autores são consistentes com a idéia de que mudanças na volatilidade idiossincrática estão relacionadas a mudanças na composição do mercado, pois o mercado de ações português sofreu importantes alterações em termos de composição de sua indústria, melhorando os fundamentos de regulamentação e maior presença institucional.

Dennis e Strickland (2004) investigaram os determinantes da volatilidade idiossincrática no mercado acionário americano no período

de 1984 a 1997 tanto em uma análise de séries temporais quanto em dados seccionais. Para tanto, os autores utilizaram dados do *Center for Reseach in Security Prices* (CRSP) e consideraram como possíveis determinantes: o foco da firma, *institutional ownership* e alavancagem, além de outras variáveis de controle. Como medida do foco da firma os autores utilizaram o índice *Herfindal* que é construído pela empresa *Capital IQ Compustat* que reporta o número de segmentos de negócios investidos por cada empresa, as receitas obtidas em casa segmento e os valores contábeis para cada ativo do segmento. O índice é construído como a soma do quadrado da razão entre as receitas em cada segmento em relação às receitas de todos os segmentos. Os dados de *institutional ownership* são obtidos da *Securities and Exchange Comission* (SEC) que especifica que todos os investidores institucionais com carteiras excedendo \$100 milhões de dólares apresentem o conteúdo de sua carteira à SEC. Já a alavancagem é definida como o valor contábil da dívida total dividido pelo valor contábil dos ativos. Em dados seccionais, os autores utilizaram o modelo de dados em painel estático de efeitos fixos e encontraram que as mudanças na volatilidade idiossincrática são positivamente relacionadas a mudanças em *institutional ownership*. Já a análise de séries temporais resultou que a volatilidade em nível de firmas é positivamente relacionada a aumentos em *institutional ownership*, aumentos no foco da firma e alavancagem.

Roll (1988) relata que movimentos nos preços de ações são notoriamente não previsíveis, pois fatores econômicos, ambiente de mercado das firmas (setores) e eventos específicos das firmas não são previsíveis. Ao observar e medir essas influências pode-se supostamente “explicar” os movimentos de preços de ações com um grau de precisão e o R quadrado deveria ser próximo de um. O autor verifica se realmente é possível explicar o comportamento dos preços das ações individuais por grandes influências econômicas, da indústria e eventos específicos da firma. Porém, os resultados mostraram que com todos os fatores incluídos, menos do que 40% da volatilidade de retornos mensais em uma típica ação pode ser explicado e isso para uma amostra das maiores firmas no mercado dos EUA.

Boyer, Mitton e Vorkink (2010) investigaram as conclusões de recentes teorias de que ações com alta assimetria idiossincrática deveriam ter menor retorno esperado e encontraram que embora a assimetria defasada seja um importante predictor da assimetria futura, outras características das firmas são também previsoires consideráveis da assimetria idiossincrática, incluindo a volatilidade idiossincrática. Cao, Simin e Zhao (2008) estabeleceram uma relação teórica entre as opções

de crescimento à disposição dos gestores ao risco idiossincrático do capital. Empiricamente, tanto o nível e variância das opções de crescimento da empresa são significativamente relacionados com a volatilidade idiossincrática. Os resultados sugerem que opções de crescimento explicam a tendência na volatilidade idiossincrática além de explicações alternativas.

Como salientado anteriormente, são poucas as pesquisas que analisaram o risco idiossincrático no mercado acionário brasileiro. Os autores que já buscaram indagações sobre os determinantes da volatilidade idiossincrática foram Martin, Cia e Kazuo (2010) e Mendonça (2011). Já Galdi e Securato (2007) não encontraram evidências de que o risco idiossincrático contribua para a explicação do retorno de uma carteira.

Martin, Cia e Kazuo (2010) testaram a validade empírica dos determinantes do risco ou volatilidade específica utilizando um painel de dados estático não balanceado para o período de 1996 a 2009 com dados trimestrais para 113 empresas brasileiras. Os autores utilizaram duas medidas de volatilidade específica: a primeira é a razão do desvio padrão dos retornos diários de uma ação ao longo de um trimestre em relação ao desvio padrão dos retornos do Ibovespa no mesmo período e a outra é o relativo entre o componente idiossincrático da volatilidade dos retornos da ação e a volatilidade dos retornos do Ibovespa. Nas duas regressões as variáveis independentes relevantes e significativas são: liquidez geral, endividamento e ativo total, sendo apenas o sinal da última negativo. Portanto, pode-se deduzir que a volatilidade das ações está fortemente correlacionada com o tamanho da empresa, a folga financeira e, principalmente, com o nível de endividamento. Porém, os autores não buscaram inferir sobre uma tendência crescente ou declinante da volatilidade idiossincrática.

Utilizando uma abordagem diferente de Martin, Cia e Kazuo (2010), Mendonça (2011) verificou a relação entre o risco idiossincrático e o retorno das ações no mercado brasileiro com uma amostra de 58 ações para o período de julho de 2005 a dezembro de 2010. Para tanto, calculou a volatilidade idiossincrática através de dois métodos: a partir dos resíduos de regressões baseadas no Modelo de Três Fatores de Fama e French e através do modelo EGARCH, que forneceu a volatilidade condicional. As variáveis encontradas foram adicionadas a modelos de regressões *cross-section*, juntamente com as seguintes variáveis que são específicas às ações: beta, valor de mercado, índice *book-to-market*, efeito *momentum* e liquidez. Os resultados mostram que a volatilidade idiossincrática apresenta influência positiva

e significativo sobre o retorno, e que o modelo de explicação mais apropriado é o que inclui todas as variáveis citadas, utilizando como variável de volatilidade idiossincrática a estimada através dos resíduos do Modelo de Três Fatores de Fama e French.

3. METODOLOGIA

3.1 CRITÉRIO ADOTADO PARA A SELEÇÃO DA AMOSTRA

A abordagem utilizada neste estudo para obter os três componentes de volatilidade (mercado, indústria, firma) é a proposta por Campbell et al. (2001) que não restringe qualquer tipo de empresa listada. As ações de todas as empresas listadas na BM&FBOVESPA em cada ano são candidatas à composição da amostra. Não necessariamente, a mesma quantidade de ações em um determinado instante permanecerá para os outros anos, pois a metodologia obtém medidas de volatilidade ponderadas que somadas representam a volatilidade do retorno de uma ação.

O critério adotado na escolha das ações por ano é a análise do Índice de Liquidez em Bolsa em termos anuais³. Tanto este índice quanto os fechamentos utilizados para mensurar as volatilidades e os valores de mercado usados como pesos são obtidos do sistema Economatica®. A escolha das ações se faz por ano e por setor sendo que para este, adotou-se a divisão setorial proposta pelo sistema Economatica®. As ações que estão entre os 20% maiores valores para o Índice de Liquidez em Bolsa em cada setor e por ano, são as ações selecionadas para a composição da amostra. Além disso, ações com o valor do índice superior a 0.5 serão inseridas mesmo que não estejam no filtro anterior em função da possibilidade de possuírem alta liquidez, mas pertencerem a um determinado setor com poucas ações.

Campbell et al. (2001) não limitam a quantidade de ações que irão compor a amostra em cada período. Todas as ações de empresas listadas podem ser utilizadas mesmo não sendo líquidas. Além disso, os autores mostraram que suas conclusões são robustas, pois o comportamento da volatilidade idiossincrática no mercado acionário dos EUA no período estudado foi invariante a alterações nos critérios de seleção da amostra (ações mais líquidas, fixar o número de ações na

³ *liquidez em bolsa* = $100 * p/P * \sqrt{n/N * v/V}$, onde: p é o número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido; P é o número total de dias do período escolhido; n é o número de negócios com a ação dentro do período escolhido; N é o número de negócios com todas as ações dentro do período escolhido; v é o volume em dinheiro com a ação dentro do período escolhido; V é o volume em dinheiro com todas as ações dentro do período escolhido.

amostra, usar dados semanais ou mensais ao invés de dados diários e ponderar para baixo o período do *crash* de 1987).

Kearney e Potì (2008) e Sousa e Serra (2008) utilizaram as ações mais líquidas da Europa e Portugal, respectivamente, para estudar sobre o comportamento de medidas de volatilidade desagregadas, enquanto que Brandt et al. (2010) adotaram a mesmo procedimento de Campbell et al. (2001).

O mercado acionário brasileiro é caracterizado por parcela menor das ações listadas serem negociadas freqüentemente, que são conhecidas como *Blue Chips*. Com o intuito de eliminar da amostra ações que permanecem por um longo período de tempo sem qualquer negociação e, conseqüentemente, sem fechamentos, utilizamos o filtro do índice de liquidez em bolsa. Adotar o segundo filtro impediu que setores com poucas ações não conseguissem quantidade razoável de ações para sua representatividade. Os filtros sugeridos geraram uma amostra final variando de um mínimo de 98 ações em 1996 a um máximo de 139 ações em 2007. Comparando com critérios de seleção de outros autores para o mercado acionário brasileiro, é possível observar que, por exemplo, em busca de investigar a relação entre o retorno de uma ação e o seu risco idiossincrático, Mendonça (2011) utilizou fechamentos diários de 58 ações negociadas na BOVESPA durante o período de julho de 2005 a dezembro de 2010 após aplicar, dentre outros critérios, a seleção de apenas as ações que foram negociadas em todos os meses do período amostral. Por outro lado, Martin, Cia e Kazuo (2010) utilizaram dados de ações que apresentavam uma liquidez em bolsa superior a 0.05% do volume total transacionado o que proporcionou uma amostra com 113 empresas para analisar os determinantes do risco idiossincrático no mercado acionário brasileiro no período 1996 a 2010.

Dado os critérios de seleção adotados por vários autores (Kearney e Potì, 2008; Sousa e Serra, 2008; Martin, Cia e Kazuo, 2010; Mendonça, 2011), acredita-se que a quantidade de ações selecionadas é viável para estudar o comportamento das medidas de volatilidade.

Todos os retornos foram calculados de forma contínua, isto é, usou-se o logaritmo natural da razão entre os fechamentos em t e $t-1$, onde t pode ser de qualquer periodicidade (mensal, diário, semanal, anual). Dada a baixa liquidez apresentada por quantidade significativa de ações no mercado acionário brasileiro, retornos semanais foram utilizados e não diários com o objetivo de obter uma maior amostra em cada ano.

Além disso, para todas as ações da amostra foram utilizados os fechamentos ajustados por proventos.

3.2 DECOMPOSIÇÃO DA VOLATILIDADE

O retorno de uma ação típica será decomposto em três componentes: retorno do mercado, retorno da indústria e retorno específico da firma. A partir disso, serão construídas séries de tempo que representem tais medidas de volatilidade para uma firma qualquer. O objetivo de Campbell et al. (2001) foi definir medidas de volatilidade que somadas representem a volatilidade total de uma firma específica, sem ter que conhecer covariâncias e estimar betas para indústrias ou firmas.

Os setores (indústrias) estudados são os disponibilizados no banco de dados do sistema Economatica®: Agro e Pesca, Alimentos e Bebidas, Comercio, Construção, Eletroeletrônicos, Energia Elétrica, Finanças e Seguros, Máquinas Industriais, Mineração, Minerais não metálicos, Outros, Papel e Celulose, Petróleo e Gás, Química, Siderurgia e Metalurgia, Software e Dados, Telecomunicações, Têxtil, Transporte e Serviços, Veículos e Peças.

As indústrias são denotadas por um subscrito i e as firmas individuais são indexadas por j . O excesso de retorno da firma j que pertence à indústria i no período t é denotado por R_{jit} . Este excesso de retorno, como todos os outros, é mensurado como um excesso de retorno sobre a taxa *overnight* apurada no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) que também foi extraída do sistema Economatica®. W_{jit} é o peso da empresa j na indústria i no período t sendo que o total de indústrias e firmas em cada ano são as selecionadas na seção 3.1. Tal metodologia é válida para algum arbitrário regime de ponderação. O valor de mercado da empresa i no período $t-1$ será utilizado como peso para o período t . O excesso de retorno da indústria i em t é dado por $R_{it} = \sum_{j \in i} W_{jit} R_{jit}$. O peso da indústria i no mercado total é denotado por W_{it} , e o excesso de retorno no mercado é $R_{mt} = \sum_i W_{it} R_{it}$.

A decomposição proposta por Campbell et al. (2001) pode ser definida como uma modificação do modelo CAPM onde o intercepto é definido igual a zero nas seguintes equações:

$$R_{it} = \beta_{im} R_{mt} + \tilde{\epsilon}_{it}, \quad (1)$$

para o retorno da indústria. Já para o retorno das firmas, temos a equação (2),

$$\begin{aligned} R_{jit} &= \beta_{ji} R_{it} + \tilde{\eta}_{jit} \\ &= \beta_{ji} \beta_{im} R_{mt} + \beta_{ji} \tilde{\epsilon}_{it} + \tilde{\eta}_{jit}. \end{aligned} \quad (2)$$

Na equação (1) β_{im} é o beta para a indústria i em relação ao retorno de mercado e $\tilde{\epsilon}_{it}$ é o resíduo específico da indústria.

Similarmente, na equação (2) β_{ji} é o beta da firma j na indústria i com relação ao retorno da sua indústria e $\tilde{\eta}_{jit}$ é o resíduo específico da firma. Por construção, $\tilde{\eta}_{jit}$ é ortogonal aos componentes R_{mt} e $\tilde{\epsilon}_{it}$. Em outras palavras, o beta da firma j com relação ao mercado, β_{jm} , satisfaz $\beta_{jm} = \beta_{ji}\beta_{im}$. A soma ponderada dos diferentes betas é igual à unidade:

$$\sum_i w_{it}\beta_{im} = 1, \quad \sum_{j \in i} w_{jit}\beta_{ji} = 1. \quad (3)$$

A decomposição (1) e (2) do CAPM garante que os diferentes componentes do retorno de uma firma são ortogonais um ao outro. Por isso, permite uma simples decomposição de variância em que todos os termos de covariância sejam iguais a zero:

$$\text{Var}(R_{it}) = \beta_{im}^2 \text{Var}(R_{mt}) + \text{Var}(\tilde{\epsilon}_{it}), \quad (4)$$

$$\text{Var}(R_{jit}) = \beta_{jm}^2 \text{Var}(R_{mt}) + \beta_{ji}^2 \text{Var}(\tilde{\epsilon}_{it}) + \text{Var}(\tilde{\eta}_{jit}). \quad (5)$$

Uma dificuldade originada é a necessidade de conhecer os betas específicos de cada firma que são difíceis de estimar e podem ser instáveis ao longo do tempo. Assim, Campbell et al. (2001) propuseram um modelo simplificado que não requer a estimação de betas. Tal abordagem permite uma decomposição de variância similar às equações (4) e (5).

Não obstante, considere a seguinte decomposição simplificada do retorno da indústria que elimina a presença de qualquer beta na criação da volatilidade desagregada:

$$R_{it} = R_{mt} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

onde ϵ_{it} é definido como a diferença entre o retorno da indústria, R_{it} , e o retorno do mercado, R_{mt} . Campbell, Lo e MacKinlay (1997) referem a tal equação como um modelo de retorno de mercado ajustado⁴ em contraste com o modelo de retorno de mercado do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Comparando as equações (1) e (6), temos que:

$$\epsilon_{it} = \tilde{\epsilon}_{it} + (\beta_{im} - 1)R_{mt}. \quad (7)$$

Por conseguinte, os resíduos das equações (1) e (6) serão iguais apenas se $\beta_{im} = 1$ ou $R_{mt} = 0$ e $COV(R_{mt}, \epsilon_{it})$ não pode ser desconsiderada em função da não ortogonalidade entre estes dois componentes. Computar a variância do retorno da indústria produz:

$$\begin{aligned} \text{VAR}(R_{it}) &= \text{VAR}(R_{mt}) + \text{VAR}(\epsilon_{it}) + 2\text{COV}(R_{mt}, \epsilon_{it}), \\ &= \text{VAR}(R_{mt}) + \text{VAR}(\epsilon_{it}) + 2(\beta_{im} - 1)\text{VAR}(R_{mt}). \end{aligned} \quad (8)$$

⁴ Pode ser visto como um modelo de mercado restrito que força a constante igual a zero e β_i igual a 1. Derivado do seguinte modelo de mercado:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it},$$

onde $E[\epsilon_{it}] = 0$ e $\text{VAR}[\epsilon_{it}] = \sigma_{\epsilon_i}^2$.

O que Campbell et al. (2001) encontraram como solução é que embora o retorno individual contenha termos de covariância, a média ponderada da variância entre indústrias é livre de covariâncias individuais:

$$\sum_i w_{it} VAR(R_{it}) = VAR(R_{mt}) + \sum_i w_{it} VAR(\epsilon_{it}), \quad (9)$$

$$= \sigma_{mt}^2 + \sigma_{\epsilon t}^2, \quad (10)$$

onde $\sigma_{mt}^2 \equiv Var(R_{mt})$ e $\sigma_{\epsilon t}^2 \equiv \sum_i w_{it} Var(\epsilon_{it})$. Os termos envolvem betas agregados, pois a partir da equação (3) $\sum_i w_{it} \beta_{im} = 1$. Portanto, podemos utilizar o resíduo, ϵ_{it} , na equação (6) para construir uma medida de volatilidade média da indústria que não requer nenhuma estimação de betas. A média ponderada $\sum_i w_{it} VAR(R_{it})$ pode ser interpretada como a volatilidade esperada para uma indústria aleatória sendo que a probabilidade de se escolher a indústria i é igual ao seu peso W_{it} .

O mesmo procedimento é adotado para o retorno das firmas individuais. Observe a seguinte equação

$$R_{jit} = R_{it} + \eta_{jit}, \quad (11)$$

que define η_{jit} como:

$$\eta_{jit} = \tilde{\eta}_{jit} + (\beta_{ji} - 1)R_{it}. \quad (12)$$

Logo, a variância do retorno da firma será:

$$\begin{aligned} VAR(R_{jit}) &= VAR(R_{it}) + VAR(\eta_{jit}) + 2COV(R_{it}, \eta_{jit}), \\ &= VAR(R_{it}) + VAR(\eta_{jit}) + 2(\beta_{ji} - 1)VAR(R_{it}). \end{aligned} \quad (13)$$

A média ponderada da variância da firma na indústria i é, portanto:

$$\sum_{j \in i} w_{jit} VAR(R_{jit}) = VAR(R_{it}) + \sigma_{\eta it}^2, \quad (14)$$

onde $\sigma_{\eta it}^2 \equiv \sum_{j \in i} w_{jit} VAR(\eta_{jit})$ é a volatilidade média da firma j na indústria i . Tomando a média ponderada entre indústrias e usando a equação (10), produz-se novamente uma decomposição de variância livre de betas:

$$\begin{aligned} \sum_i w_{it} \sum_{j \in i} w_{jit} VAR(R_{jit}) &= \sum_i w_{it} VAR(R_{it}) + \sum_i w_{it} \sum_{j \in i} w_{jit} VAR(\eta_{jit}), \\ &= VAR(R_{mt}) + \sum_i w_{it} VAR(\epsilon_{it}) + \sum_i w_{it} \sigma_{\eta it}^2, \\ &= \sigma_{mt}^2 + \sigma_{\epsilon t}^2 + \sigma_{\eta t}^2, \end{aligned} \quad (15)$$

onde $\sigma_{\eta t}^2 \equiv \sum_i w_{it} \sigma_{\eta it}^2 = \sum_i w_{it} \sum_{j \in i} w_{jit} VAR(\eta_{jit})$ é a média ponderada da volatilidade em nível de firma entre todas as firmas.

É possível verificar a relação entre a metodologia de decomposição proposta por Campbell et al. (2001) e a que é baseada no CAPM a partir da agregação das equações (4) e (5) entre indústrias e firmas. Por conseguinte:

$$\sigma_{\epsilon t}^2 = \tilde{\sigma}_{\epsilon t}^2 + CSV_t(\beta_{im})\sigma_{mt}^2, \quad (16)$$

onde $\tilde{\sigma}_{\epsilon t}^2 \equiv \sum_i w_{it} \text{Var}(\tilde{\epsilon}_{it})$ é a variância média do resíduo específico da indústria e $CSV_t(\beta_{im}) \equiv \sum_i w_{it} \sum_j w_{jit} (\beta_{jm} - 1)$ é a variância *cross-sectional* dos betas das indústrias em todas indústrias. Similarmente,

$$\sigma_{\eta t}^2 = \tilde{\sigma}_{\eta t}^2 + CSV_t(\beta_{jm})\sigma_{mt}^2 + CSV_t(\beta_{ji})\tilde{\sigma}_{\epsilon t}^2, \quad (17)$$

onde $\tilde{\sigma}_{\eta t}^2 \equiv \sum_i w_{it} \sum_{j \in I} w_{jit} \text{Var}(\tilde{\eta}_{jit})$ e o segundo termo do lado direito da equação (17), $CSV_t(\beta_{jm}) \equiv \sum_i w_{it} \sum_j w_{jit} (\beta_{jm} - 1)^2$, é a variância *cross-sectional* dos betas das firmas no mercado entre todas as firmas em todas as indústrias e $CSV_t(\beta_{ji}) = \sum_i w_{it} \sum_j w_{jit} (\beta_{ji} - 1)^2$ é a variância *cross-sectional* dos betas das firmas na indústria entre todas as firmas em todas indústrias.

3.3 ESTIMAÇÃO

A partir da decomposição proposta na seção 3.2 é possível construir as medidas de volatilidade desagregadas: volatilidade do mercado, volatilidade da indústria e volatilidade da firma. Para tanto, usou-se fechamentos semanais (s) das ações selecionadas para mensurar a volatilidade esperada mensal para cada componente de volatilidade. Como dito anteriormente, Campbell et al. (2001) usaram tanto fechamentos diários quanto semanais para obter a volatilidade mensal e os resultados se mostraram robustos à alteração na periodicidade. A menos que seja referido, a partir de agora t e s representam periodicidade mensal e semanal, respectivamente.

A volatilidade amostral do retorno de mercado no mês t , MKT_t , é computada como:

$$MKT_t = \hat{\sigma}_{mt}^2 = \sum_{s \in t} (R_{ms} - \mu_{ms})^2, \quad (18)$$

onde μ_{ms} é definido como a média do retorno de mercado, R_{ms} , ao longo do mês t . Para fechamentos semanais temos que $R_{ms} = \sum_i W_{is} R_{is}$. Os pesos são baseados no valor de mercado de cada firma que em t será o valor de mercado em $t-1$. Consideramos os pesos constantes dentro do período t . Ou seja, o valor de mercado mensal, $t-1$, não sofrerá alterações no decorrer das semanas em t .

Para a volatilidade na indústria i , somam-se os quadrados dos resíduos específicos na equação (6) dentro do período t

$$\hat{\sigma}_{eit}^2 = \sum_{s \in t} \epsilon_{is}^2. \quad (19)$$

Para que as covariâncias entre as indústrias se cancelem é preciso tirar a média ponderada. Isso produz a seguinte medida de volatilidade média para a indústria,

$$IND_t = \sum_i W_{it} \hat{\sigma}_{eit}^2. \quad (20)$$

Estimar a volatilidade específica da firma (idiossincrática) é feita de uma maneira similar. Primeiro somam-se os quadrados dos erros específicos da equação (11) para cada firma no período amostral

$$\hat{\sigma}_{\eta_{jit}}^2 = \sum_{s \in t} \eta_{jis}^2 \quad (21)$$

depois, tira-se a média ponderada da volatilidade específica da firma dentro de uma indústria:

$$\hat{\sigma}_{\eta_{it}}^2 = \sum_{j \in i} W_{jit} \hat{\sigma}_{\eta_{jit}}^2 \quad (22)$$

Por último, a média ponderada para as indústrias para obter uma medida de volatilidade média das firmas,

$$FIRM_t = \sum_i W_{it} \hat{\sigma}_{\eta_{it}}^2 \quad (23)$$

Assim como a volatilidade da indústria, esse procedimento faz com que as covariâncias entre as firmas se cancelem.

3.4 CORRELAÇÃO MÉDIA

Para a estimação da correlação média entre as ações, usamos um estimador não condicional desta medida. Para fins de comparação, foi obtida a correlação média ponderada pelo valor de mercado de cada ação e um estimador igualmente ponderado. O principal fator que tem levado pesquisadores (Merton, 1980; Campbell et al., 2001; Kearney e Potì, 2008; Pollet e Wilson, 2010) a utilizarem este estimador é a sua praticidade.

Para tanto, considere a equação (24), que proporciona a correlação entre cada par de ações a e b no mês t .

$$\hat{\rho}_{ab,t} = \frac{\sum_{s=1}^s (R_{a,s} - \bar{R}_{a,t})(R_{b,s} - \bar{R}_{b,t})}{\sqrt{\sum_{s=1}^s (R_{a,s} - \bar{R}_{a,t})^2 \sum_{s=1}^s (R_{b,s} - \bar{R}_{b,t})^2}} \quad (24)$$

onde:

$R_{a,s}$ é o retorno da ação a na semana s ;

$R_{b,s}$ é o retorno da ação b na semana s ;

$\bar{R}_{a,t}$ e $\bar{R}_{b,t}$ representam o retorno médio das ações a e b no mês t .

Obtidas as correlações entre cada par de ações a e b através da equação (24), a correlação média entre as n ações é originada computando-se a média ponderada das correlações, como segue:

$$CORR_t = \sum_{a \neq b}^n w_{at} w_{bt} \hat{\rho}_{ab,t} \quad (25)$$

Para o caso de ponderação diferenciada, w_{at} e w_{bt} são os valores de mercado das ações a e b no período t dividido pela soma dos valores de mercado das n ações observadas no mês t . Já para o índice igualmente ponderado assume-se que $w_{at} = w_{bt} = 1/n$. Denotamos

$CORRVM_t$ a medida de volatilidade média ponderada pelo valor de mercado e $CORRIP_t$ a correlação média igualmente ponderada.

4. RESULTADOS

A partir da amostra selecionada conforme a seção 3.1 foi possível mensurar as três séries temporais que representam a volatilidade de mercado, indústria e firma no período de janeiro de 1996 a dezembro de 2010. Cada série é caracterizada como uma representatividade de quanto cada medida, em média, é responsável pela volatilidade total de uma ação qualquer em cada mês do período estudado. Além disso, obteve-se a correlação média.

A tabela 1 apresenta a composição da amostra por setor e por ano. Fica evidente a alteração na quantidade de ações que fazem parte do cálculo das medidas de volatilidade em cada ano. Pode-se observar que os setores com maior representatividade em termos de quantidade de ações são Energia Elétrica, Finanças e Seguros, Alimentos e Bebidas, Outros, Siderurgia e Metalurgia e Telecomunicações. Já ao classificar os setores por sua participação média em valor de mercado (milhões de reais), os setores mais representativos são: Petróleo e Gás, Finanças e Seguros, Mineração, Telecomunicações e Energia Elétrica, conforme pode ser observado através da tabela 2.

O estudo do comportamento de medidas de volatilidade desagregada utilizando a abordagem de Campbell et al. (2001) proporcionou conclusões distintas para estudos semelhantes em mercados diferentes. A evidência de aumento na volatilidade idiossincrática do retorno de ações individuais foi observada principalmente em mercados desenvolvidos (Campbell et al, 2001; Xu e Malkiel, 2003; Boyer, Mitton e Vorkink, 2010; Brand et al., 2010; Morck, Yu e Yeung, 2000; Li et al., 2004; Keaney e Potì, 2008). Comportamento contrário foi encontrado por Sousa e Serra (2008) no mercado acionário português. Não obstante, Bekaert e Wu (2000) defendem que nenhuma tendência ocorreu nos EUA e nenhum outro país desenvolvido.

Tabela 1: Quantidade de ações selecionadas por ano e por setor.

SETORES	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
AGRO E PESCA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ALIMENTOS E BEBIDAS	9	14	15	16	18	15	15	15	16	16	18	22	20	19	6
COMERCIO	4	4	3	4	3	3	3	3	3	5	6	5	6	6	6
CONSTRUÇÃO	2	2	2	2	3	3	3	3	4	3	3	6	6	6	7
ELETROELETRÔNICOS	4	4	4	4	4	4	3	3	2	2	2	3	2	2	2
ENERGIA ELÉTRICA	7	8	11	13	14	14	14	14	15	14	14	15	14	13	14
FINANÇAS E SEGUROS	9	10	10	9	10	9	9	9	9	8	8	12	11	12	10
MÁQUINAS INDUST.	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
MINERAÇÃO	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3	2	2	3	3	3
MINERAIS NÃO MET.	1	1	1	1	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
OUTROS	13	13	14	15	17	14	14	14	15	15	17	21	20	20	15
PAPEL E CELULOSE	4	4	4	4	3	3	3	3	4	3	3	3	3	2	2

Continua.

Tabela 1: Quantidade de ações selecionadas por ano e por setor. (continuação)

SETORES	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
PETROLEO E GAS	2	2	2	2	2	3	3	2	2	3	2	2	2	3	3
QUIMICA	8	8	8	8	8	8	7	7	7	6	6	6	6	4	5
SOFTWARE E DADOS	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SIDERURGIA E METALURGIA	11	11	10	11	11	11	11	10	10	10	10	10	9	8	8
TELECOMUNICAÇÕES	4	6	13	13	19	15	14	14	13	11	9	7	7	6	4
TEXTIL	8	8	8	9	8	8	9	7	8	9	8	9	9	9	9
TRANS. E SERV.	1	1	1	1	1	1	1	2	2	4	6	5	5	5	5
VEICULOS E PEÇAS	6	6	6	6	6	6	6	6	6	5	5	7	5	5	5
TOTAL	98	107	117	123	134	124	122	119	123	121	123	139	132	127	108

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Participação média dos setores em milhões de reais.

SETOR	VALOR	%
PETRÓLEO E GÁS	361,891,891.00	22.29%
FINANÇAS E SEGUROS	301,118,829.00	18.55%
MINERAÇÃO	228,904,472.00	14.10%
TELECOMUNICAÇÕES	175,037,283.00	10.78%
ENERGIA ELÉTRICA	160,135,087.00	9.86%
SIDERURGIA E METALURGIA	86,567,880.00	5.33%
OUTROS	84,241,476.00	5.19%
ALIMENTOS E BEBIDAS	78,294,644.00	4.82%
COMÉRCIO	24,546,834.00	1.51%
VEÍCULOS E PEÇAS	24,323,159.00	1.50%
PAPEL E CELULOSE	24,119,572.00	1.49%
TRANSPORTES E SERVIÇOS	22,261,193.00	1.37%
QUÍMICA	18,825,381.00	1.16%
MÁQUINAS INDUSTRIAIS	10,643,246.00	0.66%
TEXTIL	9,258,753.00	0.57%
CONSTRUÇÃO	8,583,863.00	0.53%
ELETROELETRÔNICOS	3,289,716.00	0.20%
MINERAIS NÃO METÁLICOS	1,154,064.00	0.07%
AGRO E PESCA	314,142.00	0.02%
SOFTWARE E DADOS	0	0.00%
TOTAL	1,623,511,486.00	100.00%

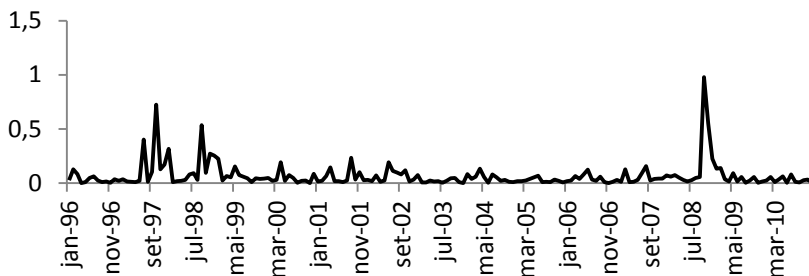
Fonte: Elaboração própria.

As figuras 1 a 3 apresentam os resultados dos três componentes da variância propostos na seção 3.3 que foram estimados mensalmente usando dados semanais: volatilidade do mercado (MKT_t), volatilidade da indústria (IND_t) e volatilidade da firma ($FIRM_t$). Todas as três séries foram anualizadas (multiplicadas por 12). No painel superior (A) estão os dados brutos de cada medida de volatilidade enquanto que o painel inferior (B) representa a média móvel de ordem 12.

Na figura 1 é possível observar o comportamento da volatilidade de mercado. Analisar os painéis A e B demonstra que MKT_t foi maior em períodos de crises, tanto internacionais quanto nacionais. As crises internacionais: Ásia em 1997, Rússia 1998, 11 de setembro e do

“*Subprime*” em 2008 e as crises nacionais: cambial de 1999 e eleições 2002 são fatores que contribuíram para aumentar a volatilidade ocasionada por este componente nestes períodos.

Painel A: Volatilidade do Mercado



Painel B: Volatilidade do Mercado, MA (12)

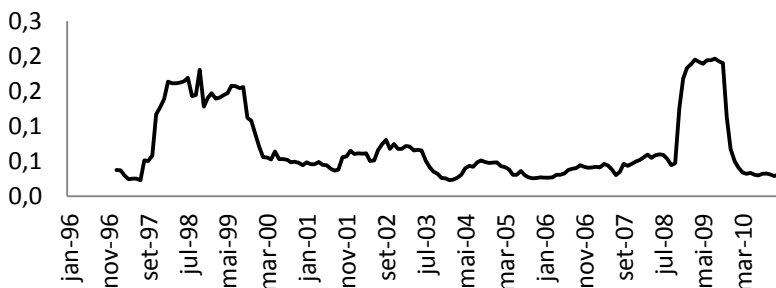


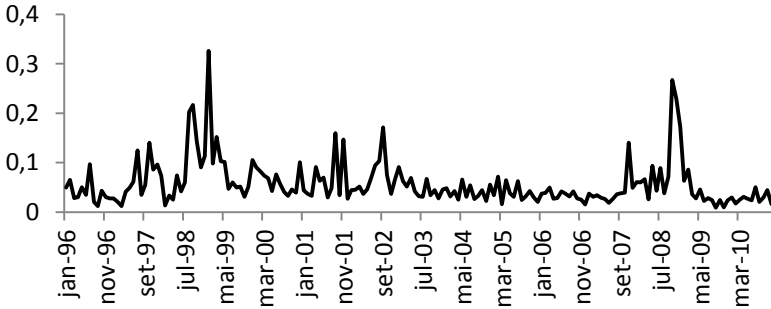
Figura 1. Volatilidade de mercado (MKT_t) anualizada. No painel superior tem-se a variância anualizada dentro de cada mês dos retornos semanais, obtida através da equação (18) para o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2010. Já o painel inferior apresenta a média móvel mensal de ordem 12 para (MKT_t).

Os 10% maiores valores observados para MKT_t estão entre o intervalo 0.14 e 0.98. Neste, tal medida apresentou em média um desvio padrão anualizado de 57% e dentre as 18 observações, 15 referem-se a períodos de oscilações ocasionadas por fatores macroeconômicos tanto internacionais quanto nacionais. As crises da Ásia (1997), Rússia (1998), 11 de setembro e “*Subprime*” (2008) são os momentos de maior presença neste intervalo para MKT_t . A característica apresentada por MKT_t também foi observada nos estudos de Campbell et al. (2001), Sousa e Serra (2008), Kearney e Potì (2008) e Brandt et al. (2010).

Na figura 2 observa-se o comportamento da volatilidade da indústria (setores). Comparada com a volatilidade do mercado a volatilidade da indústria é menor em média. O valor máximo de MKT_t

para todo o período amostral ocorreu em outubro de 2008 (0.98, que implica em um desvio padrão anualizado de 99% representando o grande impacto da crise do “*Subprime*” sobre a volatilidade dos preços das ações) enquanto que para IND_t foi em janeiro de 1999 (0.32, desvio padrão anualizado de 57% como consequência da alteração no câmbio para flutuante).

Painel A: Volatilidade da Indústria.



Painel B: Volatilidade da Indústria, MA (12).

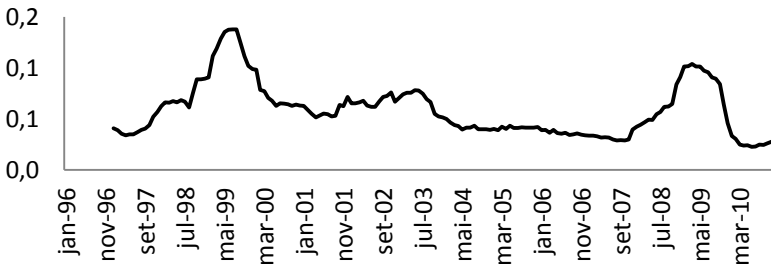
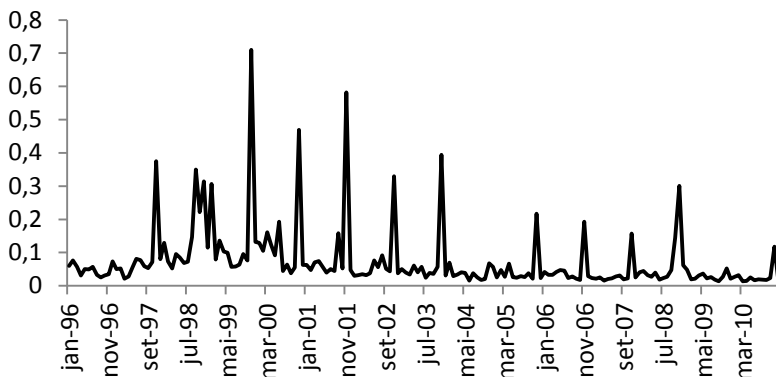


Figura 2: Volatilidade da Indústria (IND_t) anualizada. O painel superior mostra a variância anualizada dentro de cada mês dos retornos semanais das indústrias relativo ao retorno de mercado, calculada usando as equações (19) e (20), para o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2010. O painel inferior mostra uma média móvel mensal de ordem 12 do IND_t .

Classificar IND_t em relação aos 10% maiores valores, assim como MKT_t , permitiu observar que 9 destes são comuns entre os dois intervalos sendo que todos eles referem-se a momentos de grande incerteza gerados por fatores internacionais ou nacionais. Desta forma, MKT_t parece conduzir a volatilidade média anualizada das indústrias (setores). IND_t apresentou neste intervalo um valor médio de 0.17 que implica em um desvio padrão médio anualizado de 40%.

Painel A: Volatilidade da Firma



Painel B: Volatilidade da Firma, MA (12).

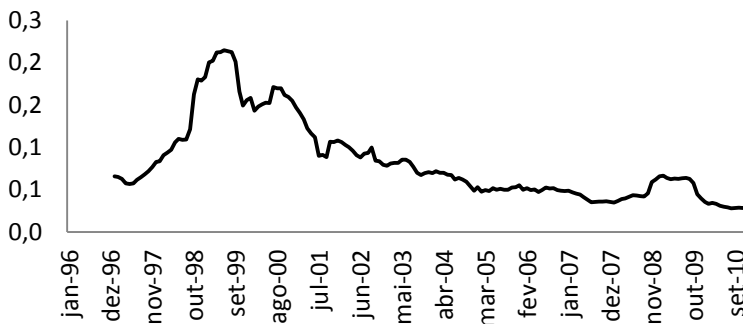


Figura 3: Volatilidade da Firma ($FIRM_t$) anualizada. O painel superior mostra a variância anualizada dos retornos semanais das firmas relativo à indústria de cada firma, calculada usando as equações (21) - (23), para o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2010. O painel inferior mostra uma média móvel mensal de ordem 12 de $FIRM_t$.

A figura 3 mostra o comportamento da volatilidade das firmas que representa a participação média do componente idiossincrático na volatilidade total de uma ação qualquer ao longo dos meses. A primeira impressão que temos ao observar o painel A é que $FIRM_t$ apresenta sazonalidade. Assim, aplicamos um ajustamento sazonal⁵ nesta medida

⁵ O teste também foi aplicado nas outras medidas de volatilidade e correlação, mas os resultados não indicaram a presença de sazonalidade.

de volatilidade com o objetivo de retirar movimentos cíclicos que se repetem frequentemente através do procedimento *Census X12*⁶. Foi possível verificar que $FIRM_t$ realmente apresenta sazonalidade ao nível de significância de 1%. Em busca de um melhor ajuste para os modelos e testes propostos, utilizamos, para $FIRM_t$, a série resultante do procedimento *Census X12* que é livre da presença de sazonalidade.

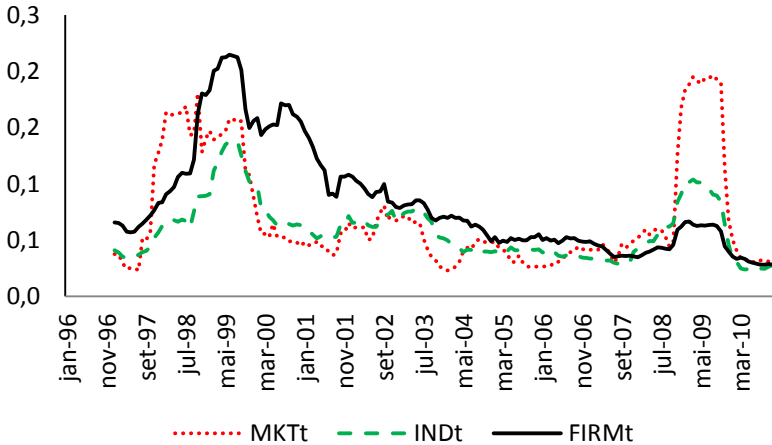


Figura 4: Volatilidade anualizada MA (12). Média móvel mensal de ordem 12 para MKT_t , IND_t e $FIRM_t$.

O painel B (média móvel da série sem sazonalidade) indica uma provável tendência de queda de $FIRM_t$ no período analisado. Uma característica interessante é que em primeiro momento parece que entre janeiro de 1996 e dezembro de 1998 a volatilidade das firmas apresentou uma grande ascensão e posteriormente mostrou-se decrescente, indicando uma possível presença de quebra estrutural nesta medida de volatilidade. Tal hipótese será mais detalhada na seção 4.1. O mercado acionário brasileiro mostrou-se diferente da maioria dos estudos realizados em outros países, onde a volatilidade das firmas teve tendência de crescimento. Este efeito tem sido documentado no mercado de ações dos EUA (Campbell et al., 2001; Xu e Malkiel, 2003; Boyer, Mitton e Vorkink, 2010; Brandt et al., 2010) mercados de ações de

⁶ Mais detalhes sobre o procedimento podem ser encontrados no sítio do *U.S. Census Bureau*.

países desenvolvidos e emergentes (Morck, Yu e Yeung, 2000; Li et al., 2004; Kearney e Potì, 2008).

As figuras 1 e 2 não apresentam nenhuma tendência que possa ser observada visivelmente, mas para figura 3 é notável a tendência de queda da volatilidade da firma (Painel B). Tal característica pode ser mais bem visualizada através da figura 4. Outro fator aparente na figura 4 é que $FIRM_t$ tem se tornado a medida de volatilidade com menor peso sobre a volatilidade de uma ação qualquer nos últimos anos. Uma particularidade encontrada no gráfico é que nos últimos meses as três medidas de volatilidade apresentaram comportamento semelhante no que tange às suas participações na volatilidade total de uma ação.

Uma importante questão é se a tendência inicialmente apresentada por $FIRM_t$ se trata de uma tendência estocástica ou determinística. A primeira impressão é de uma tendência estocástica devido à persistente flutuação na volatilidade mostrada nas figuras.

A tabela 3 mostra que existe autocorrelação serial em defasagens superiores para as medidas de volatilidade, levantando assim, a possibilidade de que elas contenham raiz unitária. Para tanto, testes foram realizados com o objetivo de verificar a estacionariedade ou não das séries. Como salientado anteriormente, a possibilidade de quebras estruturais nas séries analisadas é, pelo menos em $FIRM_t$, um fator que deve ser tratado com cuidado, pois os tradicionais testes de raiz unitária não são poderosos na presença de quebras estruturais. Um condicionante favorável à presença de quebras é que durante o período estudado (1996-2010) ocorreram mudanças estruturais econômicas que poderiam alterar o comportamento de longo prazo das séries. Além disso, o painel B da figura 3 indica que $FIRM_t$ sofreu uma possível alteração em dezembro de 1998 passando a apresentar uma tendência de queda ao contrário do período anterior a esta data.

Segundo Enders (2004) deve-se tomar cuidado na realização de testes de raiz unitária em uma série temporal caso exista suspeita de mudanças estruturais. Se a presença destas se confirmar, as várias estatísticas dos testes *Dickey-Fuller* (DF) e *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) são viesadas em direção a não rejeição de raiz unitária. Existe a possibilidade de séries estacionárias em torno de uma média qualquer para determinado intervalo, digamos $t = 1$ até $t = k$, e em torno de outra média para o intervalo ($t = k + 1$ a $t = n$), em uma série de tamanho n , por exemplo.

Tabela 3 - Estrutura de Autocorrelação Serial

Estrutura da Autocorrelação Serial					
ρ	$FIRM_t$	IND_t	MKT_t	$CORRVM_t$	$CORRIP_t$
1	0.586	0.48	0.314	0.184	0.077
2	0.144	0.204	0.087	-0.036	0.031
3	0.234	0.04	0.179	0.161	0.095
4	0.222	0.099	-0.13	-0.006	-0.007
5	-0.003	0.013	-0.074	0.037	0.052
6	0.079	-0.118	-0.001	0.118	0.028
7	-0.017	-0.006	-0.011	-0.048	-0.086
8	0.053	-0.001	0.065	-0.059	0.081
9	0.055	-0.006	-0.019	0.013	0.045
10	-0.077	0.063	-0.038	0.011	-0.021
11	0.149	0.11	0.137	0.039	0.15
12	-0.037	-0.001	-0.065	0.01	-0.032

Fonte: Elaboração própria.

Enders (2004) também salienta que séries com tal característica devem ser estimadas como um modelo autoregressivo de primeira ordem, AR (1), permitindo o intercepto alterar em função de uma variável *dummy* que diferencie os intervalos. Porém, caso a variável *dummy* não seja especificada na estimação, o parâmetro do componente auto-regressivo tende a ser enviesado para cima. A razão para esse viés, segundo Enders (2004), é que o valor estimado deste parâmetro captura a propriedade de que valores baixos da variável dependente são seguidos por outros valores baixos, assim como valores altos são seguidos por outros valores altos. À medida que o parâmetro se aproxima da unidade, a série é caracterizada como um *random walk*.

Por conseguinte, a má especificação da equação a ser estimada envia as estatísticas dos testes DF e ADF em direção a aceitar a hipótese nula de uma raiz unitária mesmo sendo a série estacionária dentro de cada um dos subperíodos. Através de experimento Monte Carlo, Perron (1989) confirmou tal viés, permitindo uma quebra estrutural conhecida ou exógena no teste ADF. Perron (1989) argumenta que a maior parte das séries macroeconômicas não são caracterizadas por uma raiz unitária, mas sim que a persistência surge de grandes e

infreqüentes choques, e que a economia retorna para a tendência determinística depois de choques curtos e freqüentes.

4.1 TESTES DE QUEBRA ESTRUTURAL

Em busca de não incorrer em respostas errôneas para o teste de raiz unitária nas séries estudadas, realizamos o teste de quebra estrutural proposto por Bai e Perron (1998, 2003) que considera a possibilidade de quebras múltiplas ocorrendo em datas desconhecidas em modelos de regressão linear estimados por mínimos quadrados ordinários.

Segundo Bai e Perron (1998, 2003) a maior parte dos testes econométricos relacionados a quebra estrutural são projetados para o caso de apenas uma única quebra exógena e que, desta forma, testes que busquem determinar endogenamente mudanças múltiplas precisam ser considerados. Para tanto, os autores propuseram um modelo de quebra estrutural parcial onde todos os parâmetros não são sujeitos a mudanças, permite formas gerais de autocorrelação serial e heteroscedasticidade nos erros, variáveis dependentes defasadas, regressores de tendência, assim como diferentes distribuições para os erros e os regressores em todos os segmentos.

Bai e Perron (1998, 2003) também derivaram testes que permitem inferir sobre a data da quebra, mudanças estruturais e número de quebras. Além disso, outro teste proposto por Bai e Perron (1998, 2003) é verificar a hipótese nula de l mudanças versus $l+1$ mudanças. Resumidamente, o procedimento parte da seguinte regressão:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j; j = 1, \dots, m + 1 \quad (26)$$

onde em t , y_t é a variável dependente observada, x_t ($px1$) e z_t ($qx1$) são vetores de variáveis de controle e β e δ_j ($j = 1, \dots, m + 1$) são os correspondentes vetores de coeficientes; u_t é o termo de erro. O método de mínimos quadrados ordinários é aplicado em cada um dos m regimes de forma a minimizar a soma dos quadrados dos resíduos:

$$\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_i]^2. \quad (27)$$

Denotando $\hat{\beta}(T_j)$ e $\hat{\delta}(T_j)$ como as estimativas resultantes, substituindo-as na função objetivo, Bai e Perron (1998, 2003), mostraram que os pontos de quebra estrutural estimados ($\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m$), são tais que:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \underset{T_1, \dots, T_m}{\operatorname{argmin}} S_T(T_1, \dots, T_m). \quad (28)$$

onde $S_T(T_1, \dots, T_m)$ é a soma dos quadrados dos resíduos e a minimização é tomada sobre todas as partições (T_1, \dots, T_m) tal que

$(T_i, \dots, T_{i-1}) \geq q$. As propriedades estatísticas dos estimadores resultantes e o conjunto de hipóteses podem ser conferidos em Bai e Perron (1998, 2003).

Os passos sugeridos por Bai e Perron (2003) para obter o número de quebras são: primeiro, utilizar o teste *Udmax* e verificar se pelo menos uma quebra está presente; a partir disso, o número de quebras pode ser decidido baseado na análise do teste *SupF(l + 1/l)* como forma de verificar se há alguma quebra adicional na série. *Udmax* testa a não existência de quebras contra um número desconhecido de quebras dado um limite superior *M*. Já o teste *SupF(l + 1/l)* é aplicado de forma seqüencial por aumentar *l* até que o teste falhe em rejeitar a hipótese nula de não existir quebra adicional. O teste analisa a soma dos quadrados dos resíduos obtida com *l* quebras e a soma dos quadrados dos resíduos que é obtida com *l + 1* quebras. A hipótese nula é rejeitada se o valor mínimo da soma dos quadrados dos resíduos (sobre todos os segmentos onde uma quebra adicional esta incluída) é suficientemente menor que a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com *l* quebras. Assim, a data de quebra selecionada é associada com esse mínimo total.

Tabela 4: Resultados do teste de Bai e Perron (1998, 2003)⁷.

Modelo: $y_t = \delta_{0,j} + \delta_{1,j}t + \delta_{2,j}y_{t-1} + \varepsilon_t$						
y_t	m	Udmax	SupF(2/1)	SupF(3/2)	Data	IC 95%
FIRM	3	29.38*	13.04**	9.27**	09/98	06/98-12/98
MKT	3	9.95**	9.62**	8.15**	-	-
IND	3	10.25**	10.10**	12.05**	-	-
CORRVM	3	7.29**	4.76**	5.39**	-	-
CORRIP	3	7.79**	7.07**	2.31**	-	-

Fonte: elaboração própria. (*): 1 % de significância. (**): Não significante.

A tabela 4 apresenta os resultados para os testes propostos por Bai e Perron (1998, 2003). O teste *Udmax* rejeita a hipótese nula de nenhuma quebra em favor da hipótese alternativa de um número qualquer de quebras ao nível de significância de 1% apenas para $FIRM_t$. Portanto, a única série com possível presença de quebra estrutural é $FIRM_t$. A partir disso, utiliza-se o teste *SupF(l + 1/l)* para inferir sobre a quantidade de quebras existentes. Por conseguinte, não é possível rejeitar a hipótese nula de apenas uma quebra em favor da hipótese

⁷ Resultados obtidos utilizando código GAUSS disponível no site de Pierre Perron.

alternativa de duas quebras, $SupF(2/1)$, o que indica que $FIRM_t$ tem apenas uma quebra dentro do período analisado. Outro resultado da abordagem de Bai e Perron (1998, 2003) é a data da quebra, que para $FIRM_t$ aconteceu em setembro de 1998 com um intervalo de 95% de confiança entre junho e dezembro de 1998.

O resultado do modelo estimado para $FIRM_t$ com os respectivos parâmetros dentro de cada “regime” é apresentado na tabela 5. Conforme verificado inicialmente pela inspeção da figura 3, fica evidente pela análise dos parâmetros estimados que $FIRM_t$ apresentou tendência positiva até o ponto de quebra e a partir disso, a tendência se alterou e se manteve até o fim do intervalo estudado.

Tabela 5: Resultado do modelo com uma quebra estrutural.

$$FIRM_t = \delta_{0,j} + \delta_{1,j}t + \delta_{2,j}FIRM_{t-1} + \varepsilon_t$$

Obs. válidas:	180	Graus de liberdade:	174	
SQT:	0.823	\bar{R}^2	0.514	
R^2	0.528	DP estimação:	0.047	
SQR	0.389	Durbin-Watson:	1.980	
F(6,174):	32.412	P-valor (F):	0.000	
Variável	Estimativa	Erro padrão	estatística t	prob > t
$\delta_{0,1}$	-0.0337	0.0188	-1.7934	0.075
$\delta_{1,1}$	1.4310	0.2470	5.7919	0.000
$\delta_{2,1}$	0.0008	0.0011	0.7155	0.475
$\delta_{0,2}$	0.1219	0.0167	7.2720	0.000
$\delta_{1,2}$	0.2670	0.0685	3.8940	0.000
$\delta_{2,2}$	-0.0006	0.0001	-5.4659	0.000

Fonte: Elaboração própria.

A figura 5 apresenta a série $FIRM_t$ com uma linha de tendência para cada intervalo (Jan-96 a Set-98 e Out-98 a Dez-10) e é possível observar graficamente o ponto de quebra estimado pelos testes de Bai e Perron (1998, 2003).

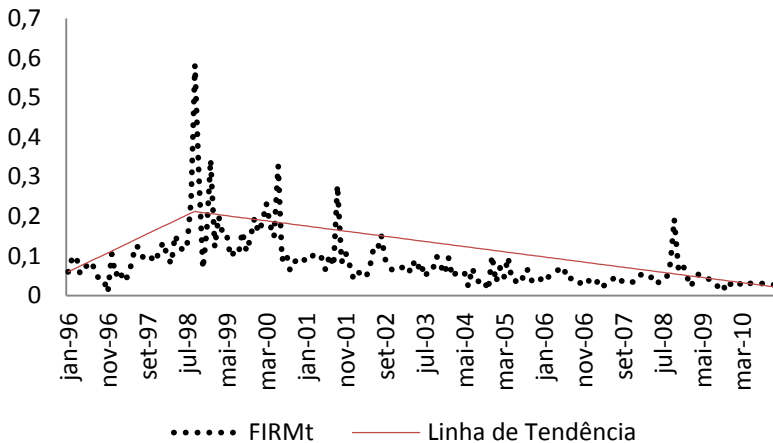


Figura 5: Linha de tendência com uma quebra estrutural.

4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Segundo Glynn, Perera e Verma (2007), aplicar testes de raiz unitária que permitem a presença de quebra estrutural impede que o resultado do teste seja enviesado em direção a não rejeição da hipótese nula, como Perron (1989) suspeitava. Além disso, a possibilidade de identificar quando a quebra ocorreu através destes procedimentos, fornece subsídios para analisar se a mudança de comportamento de uma variável está associada com uma particular política de governo, crise econômica ou outros fatores.

O objetivo de utilizar o procedimento de Bai e Perron (1998, 2003) foi identificar de forma endógena a quantidade de quebras estruturais de cada uma das variáveis estudadas, pois o tipo de teste de raiz unitária a ser usado na presença de quebras estruturais varia em função da quantidade destas e da forma como são identificadas. Aplicar um teste que permite apenas uma quebra em cada variável quando na verdade há mais de uma, implica em perda de poder do teste.

Dados os resultados da seção 4.1, utilizamos o teste de raiz unitária proposto por Zivot e Andrews (1992), especificamente na série $FIRM_t$, que permite a presença de uma quebra estrutural determinada de forma endógena. Tal teste tem como hipótese nula que a série contém uma raiz unitária sem qualquer forma de quebra estrutural e considera a possibilidade de quebras estruturais no intercepto, na tendência das séries ou em ambos. Já para as outras séries

($IND_t, MKT_t, CORRVM_t, CORRIP_t$) usamos os testes tradicionais (ADF e PP). Especificações para o teste ADF podem ser encontradas em Enders (2004). Para o teste PP o artigo de Phillips e Perron (1988) traz as particularidades deste teste. Cada um dos testes tem como hipótese nula que a série analisada tenha raiz unitária (não estacionária).

Tabela 6: Teste de raiz unitária para a série com quebra estrutural.

Zivot e Andrews (AV)					
Série	Constante	Tendência	t	t crítico 5%	Data
$FIRM_t$	sim	não	-9.284	-4.80	abr-98
	não	sim	-9.314	-4.42	out-98
	sim	sim	-10.495	-5.08	jul-00

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 6 apresenta os resultados do teste Zivot e Andrews (1992) para $FIRM_t$ e a tabela 7 para as séries sem quebras estruturais. Através do teste de Zivot e Andrews (1992) a hipótese nula de presença de raiz unitária em $FIRM_t$ sem qualquer forma de quebra estrutural é rejeitada ao nível de significância de 5%. Desta forma, conclui-se que $FIRM_t$ é estacionária com a presença de uma quebra estrutural. Outro resultado interessante do teste de Zivot e Andrews (1992) é que a possibilidade de quebra na tendência e na constante, assim como foi estimado o modelo de identificação de quebras múltiplas de Bai e Perron (1998, 2003) na seção 4.1, proporciona um ponto de quebra (jul-00) que é diferente do indicado pela abordagem de Bai e Perron (1998, 2003): setembro de 1998 com intervalo de 95% de confiança entre junho e dezembro de 1998. O que pode ter contribuído para a diferença no resultado é a presença da variável dependente defasada na estimação da equação (26) que não foi usada na equação do teste de raiz unitária de Zivot e Andrews (1992) em função do critério SIC não ter selecionado nenhuma defasagem da variável dependente.

Tabela 7: Teste de Raiz Unitária para as séries sem quebra estrutural.

Série	Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**				Phillips - Perron (PP)	
	Constante	Tendência	Estatística t	Valor Critico 5%	Estatística t	Valor Critico 5%
MKT_t	sim	não	-9.60	-2.87	-9.85	-2.87
	sim	sim*	-9.62	-3.43	-9.86	-3.43
IND_t	sim	não	-5.43	-2.87	-8.41	-2.87
	sim	sim*	-5.61	-3.43	-8.51	-3.43
$CORRVM_t$	sim	não	-10.95	-2.87	-11.02	-2.87
	sim	sim	-11.26	-3.43	-11.22	-3.43
$CORRIP_t$	sim	não	-11.57	-2.87	-11.42	-3.99
	sim	sim	-11.88	-3.43	-11.62	-4.55

Fonte: Elaboração própria. Nota: Esta tabela apresenta testes de raiz unitária para as séries de volatilidade e correlação construídas de dados semanais. MKT_t é a volatilidade de mercado obtida através da equação (18), IND_t é a volatilidade da indústria construída das equações (19) e (20), e $CORRVM_t$ e $CORRIP_t$ são as correlações médias construídas das equações (24) a (25). Todas as medidas são variâncias e correlações ponderadas. (*) não significante. (**) defasagens utilizadas no teste ADF definidas pelo critério SIC.

Já a tabela 7 permite observar que as séries $IND_t, MKT_t, CORRVM_t, CORRIP_t$ são estacionárias de acordo com os testes ADF e PP⁸, uma vez que a estatística t destes testes permite rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade ao nível de significância de 5%.

4.3 TESTE DE TENDÊNCIA

Dada a estacionariedade das séries abordada na seção 4.2, buscamos verificar a possibilidade de uma tendência determinística linear utilizando todas as variáveis em nível ao invés de em diferenças.

Tabela 8: Estatísticas descritivas e tendência linear.

	MKT_t	IND_t	$FIRM_t$	$CORRVM_t$	$CORRIP_t$
Média*10 ²	6.82	5.71	7.35	13.21	14.81
Desvio P.*10 ²	11.61	4.61	9.61	7.67	11.96
D. P. sem tendência*10 ²	11.58	4.52	9.27	7,52	11,58
Tendência Linear*10 ⁴	-1.56	-1.73	-4.88	2.92	5.74
p-valor	0.57	0.14	0.00	0.01	0.00
Observações	180	180	180	180	180

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 8 apresenta algumas estatísticas descritivas das medidas de volatilidade com e sem tendência linear, os parâmetros estimados de uma regressão linear simples em função de uma tendência temporal e seus respectivos p-valores⁹. Todas as três medidas de volatilidade exibem grande dispersão ao longo do período analisado (1996-2010).

⁸ Utilizamos o teste KPSS como forma de verificar os resultados dos testes. As conclusões sobre estacionariedade são as mesmas obtidas pelos testes ADF e PP. Ao contrário destes, a hipótese nula do teste KPSS é que a série é estacionária

⁹ As estatísticas t dos parâmetros estimados foram corrigidas para heteroscedasticidade e autocorrelação pelo método de Newey-West (1987) que propuseram um estimador para a matriz de variância-covariância dos resíduos consistente na presença de heterocedasticidade e/ou autocorrelação serial de forma não conhecida. Tal método foi utilizado para impedir que os erros padrões dos parâmetros estimados sejam enviesados.

Tanto para as séries normais quanto as séries sem tendência linear, MKT_t e $FIRM_t$ são mais variáveis do que IND_t .

Uma abordagem padrão para testar a significância da tendência de uma série temporal tem sido a de assumir um modelo linear simples, da forma:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (29)$$

onde $y_t \in \{MKT, IND, FIRM, CORRVM, CORRIP\}$ representa as observações da volatilidade e correlação no tempo t e u_t é o erro estocástico do modelo de tendência. O parâmetro β_2 mede a mudança média de y_t por período de tempo. Uma vez que todas as séries estudadas são bastante persistentes, testes padrões não são válidos. Desta forma, testamos os seguintes testes unicaudais:

$$H_0: \beta_2 \geq 0 \quad H_1: \beta_2 < 0 \quad \text{ou} \quad H_0: \beta_2 \leq 0 \quad H_1: \beta_2 > 0 \quad (30)$$

utilizando a estatística $t - PS_T$, proposta por Vogelsang (1998) que é robusta para qualquer forma de correlação serial em u_t . O teste de tendência usando-a oferece várias vantagens sobre os testes convencionais. Em primeiro lugar, o teste é robusto para a possibilidade de uma raiz unitária no termo do erro, ou seja, é assintoticamente válido se os erros são estacionários ou se possuem raiz unitária. Vogelsang (1998) mostrou que em amostras finitas o teste tem o tamanho ótimo, próximo do nível nominal de amostras tão pequenas quanto 100 observações. Em segundo lugar, o teste não requer uma estimativa de σ^2 , e assim, a escolha do intervalo de truncamento da defasagem pode ser totalmente evitada.

A estatística $t - PS_T$ é baseada nas somas parciais da regressão:

$$z_t = \beta_1 t + \beta_2 \left[\frac{1}{2} (t^2 + t) \right] + S_t \quad (31)$$

onde $z_t = \sum_{j=1}^t y_j$ e $S_t = \sum_{j=1}^t u_j$. z_t e S_t são as somas parciais de y_t e u_t . Suponha que a regressão (31) é estimada por OLS. Seja X_z a matriz ($T \times 2$) dos regressores de (31) e t_z a estatística- t padrão de OLS para testar $\beta_2 = 0$. Ou seja,

$$t_z = \tilde{\beta}_2 / \left[s_z^2 (X_z' X_z)^{-1} \right]^{1/2} \quad (32)$$

onde $\tilde{\beta}_2$ denota o estimador OLS de β_2 da equação (31), $s_z^2 = (T - 2)^{-1} \sum_{t=1}^T \tilde{S}_t^2$ é a variância amostral dos resíduos de mínimos quadrados \tilde{S}_t . A estatística $t - PS_T$ proposta por Vogelsang (1998) é definida por $T^{-1/2}$ vezes a expressão (32).

$$t - PS_T = T^{-1/2} t_z \quad (33)$$

Pode-se mostrar que quando os erros u_t são estacionários, $t - PS_T$ tem uma distribuição assintótica bem definida e não exige o

conhecimento da variância populacional, proporcionando um teste consistente. Quando os erros u_t têm uma raiz unitária, $t - PS_T$ ainda terá uma distribuição assintótica bem definida. Entretanto sua distribuição será diferente da distribuição dos erros estacionários e seus valores críticos serão muito maiores em magnitude. Suponha, conforme Vogelsang (1998), que os erros sejam estacionários, mas tenham uma raiz unitária α que é próximo de um ($\alpha = 0.8$). Em amostras finitas, a distribuição exata de $t - PS_T$ não será bem aproximada pela distribuição válida para erros estacionários, e em muitos casos seria mais bem aproximada pela distribuição válida para erros com raiz unitária. Em particular, os valores críticos estacionários serão muito pequenos e o tamanho exato estará inflado (talvez por uma grande quantidade).

Para contornar este problema, Vogelsang (1998) propôs o seguinte ajustamento. Seja RSS_y a soma dos quadrados dos resíduos de OLS da regressão (29) e seja RSS_j a soma dos quadrados dos resíduos de OLS da regressão:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \sum_{i=2}^9 \beta_{i+1} t^i + u_t \quad (34)$$

Defina $J_T = (RSS_y - RSS_j) / RSS_j$. Note que T vezes J_T corresponde à estatística padrão de Wald para testar $\beta_3 = \beta_4 = \dots = \beta_{10} = 0$ na regressão (34).

Vogelsang (1998) recomendou que a ordem do polinômio da equação (34) seja igual a 9, pois o poder do teste $t - PS_T$ é uma função crescente da ordem do polinômio, mas o aumento do poder é desprezível para ordens polinomiais maiores que 9. Park e Choi (1988) mostraram que quando os erros têm uma raiz unitária, J_T tem uma distribuição assintótica bem definida e quando os erros são estacionários $J_T \rightarrow 0$.

Seja b uma constante e considere a função $\exp(-bJ_T)$. Quando os erros têm uma raiz unitária, $\exp(-bJ_T)$ tem uma distribuição assintótica bem definida, porém quando os erros são estacionários, $\exp(-bJ_T) \rightarrow 1$. Agora, suponha que $t - PS_T$ seja definido como:

$$t - PS_T = T^{-1/2} t_z \exp(-bJ_T) \quad (35)$$

Quando os erros são estacionários, $t - PS_T$ e $T^{-1/2} t_z$ possuem as mesmas distribuições assintóticas porque $\exp(-bJ_T) \rightarrow 1$. Mas, quando os erros têm uma raiz unitária, $t - PS_T$ e $T^{-1/2} t_z$ possuem distribuições assintóticas diferentes. Mais importante, note que para $b > 0$, $\exp(-bJ_T)$ assume valores pequenos porque J_T assume grandes valores positivos. Portanto, b pode ser escolhido de forma a diminuir a distribuição assintótica de $t - PS_T$ quando os erros têm uma raiz unitária sem afetar a distribuição assintótica de $t - PS_T$ quando os erros são estacionários.

Não é possível escolher b de modo que a distribuição de $t - PS_T$ seja a mesma se os erros são estacionários ou se têm uma raiz unitária. Mas, para um dado nível de significância, b pode ser escolhido de forma que os valores críticos são os mesmos, seja para erros estacionários ou para erros com raiz unitária. Vogelsang (1998) derivou a distribuição assintótica de $t - PS_T$ e calculou os valores críticos assintóticos e os valores correspondentes de b utilizando métodos de simulação de Monte Carlo. Para pontos percentuais 1%, 5% e 10%, os valores críticos assintóticos e os b 's (em parênteses) são 2.647 (1.501), 1.720 (0.716) e 1.331 (0.494). Esses valores críticos são apropriados para a hipótese unicaudal que estamos considerando.

Portanto, estimamos os modelos de tendência (equação 29) para todo o período amostral (1996 – 2010) para todas as séries e apenas para $FIRM_t$ dividimos a amostra em antes e após a quebra estrutural que foi encontrada através da abordagem de Bai e Perron (1998, 2003).

A primeira análise é feita sobre todo o período amostral (1996 - 2010). Examinando a tabela 9, observa-se que MKT_t , IND_t e $FIRM_t$ apresentaram uma tendência negativa ao longo do período estudado, dada pelos valores negativos de $\tilde{\beta}_2$. No entanto, apenas para $FIRM_t$ a tendência foi significativa ao nível de 10% de significância. Veja que a estatística calculada de $t - PS_T$ (-1.8171)¹⁰ é menor que seu valor crítico (-1.331), como nosso teste é unicaudal à esquerda (30), rejeitamos a hipótese nula de uma tendência nula ou positiva e aceitamos a hipótese alternativa de uma tendência negativa a 10% de significância. Tais resultados são distintos aos encontrados por Campbell et al. (2001), pois estes últimos encontraram uma tendência positiva e significativa a 10% de significância para $FIRM_t$.

Ao diferenciar o comportamento de $FIRM_t$ em função da quebra estrutural observa-se que a série realmente teve uma tendência positiva, porém não significativa no período de janeiro de 1996 a setembro de 1998, uma vez que a estatística calculada de $t - PS_T$ (0.0015) é menor que seu valor crítico (1.331) não podendo ser rejeitada a hipótese nula de tendência negativa ou nula considerando-se um teste unicaudal à direita. Por outro lado, é possível rejeitar a hipótese nula para o teste unicaudal à esquerda em favor da hipótese alternativa de presença de uma tendência negativa ao nível de 5% de significância para o período de Out/98 a Dez/10.

¹⁰ Resultados obtidos utilizando código GAUSS disponibilizado por Timothy J. Vogelsang.

Tabela 9: Resultados empíricos do teste de tendência para as séries de volatilidade e correlação média.

Séries	Período	$\tilde{\beta}_2$	$t - PS_T$ 10%	$t - PS_T$ 5%	$t - PS_T$ 1%
MKT_t	96-10	-0.0003	-0.6866	-0.6622	-0.5825
IND_t	96-10	-0.0002	-1.0626	-0.9953	-0.7897
$FIRM_t$	96-10	-0.0007	-1.8171	-1.6312	-1.1136
$FIRM_t$	01/96-09/98	0.0028	0.0015	0.0001	0.0000
$FIRM_t$	10/98-12/10	-0.0010	-2.8591	-2.6793	-2.1295
$CORRVM_t$	96-10	0.0003	1.4210	1.3953	1.3081
$CORRIP_t$	96-10	0.0006	3.4342	3.3789	3.1904
Valores críticos para as estatísticas do teste unicaudal					
À esquerda			À direita		
%	$t - PS_T$	%	$t - PS_T$	%	$t - PS_T$
0.90	-1.331	0.90	1.331		
0.95	-1.720	0.95	1.720		
0.99	-2.647	0.99	2.647		

Obs.: A estatística $t - PS_T$ é simétrica ao redor de zero como um teste- t padrão. Desta forma, o teste de hipótese unicaudal à esquerda apresenta valores críticos negativos enquanto que o oposto vale para teste de hipótese unicaudal à direita.

Assim, realmente há uma tendência de queda da volatilidade idiossincrática das ações no mercado acionário brasileiro a partir do ponto de quebra. Consequentemente espera-se que haja uma tendência de alta na correlação entre os retornos de ações individuais, uma vez que a parte específica da variância total do retorno de uma ação qualquer tem diminuído.

Tabela 10: Decomposição da média e variância

	MKT_t	IND_t	$FIRM_t$
Média			
01/1996 - 12/2010	0.530	0.240	0.230
01/1996 - 12/2001	0.388	0.228	0.383
01/2002 - 12/2010	0.624	0.249	0.127
Variância			
MKT_t	0.338	0.175	0.134
IND_t		0.052	0.082
$FIRM_t$			0.217

Fonte: Elaboração própria. Obs.: Assim como Campbell et al. (2001) definimos a volatilidade de uma ação qualquer como $\sigma_{rt}^2 = MKT_t + IND_t + FIRM_t$. Então, para a média da volatilidade,

$$1 = E(MKT_t)/E(\sigma_{rt}^2) + E(IND_t)/E(\sigma_{rt}^2) + E(FIRM_t)/E(\sigma_{rt}^2).$$

Para a variância da volatilidade,

$$1 = \text{Var}(MKT_t)/\text{Var}(\sigma_{rt}^2) + \text{Var}(IND_t)/\text{Var}(\sigma_{rt}^2) + \text{Var}(FIRM_t)/\text{Var}(\sigma_{rt}^2) + 2\text{Cov}(MKT_t, IND_t)/\text{Var}(\sigma_{rt}^2) + 2\text{Cov}(MKT_t, FIRM_t)/\text{Var}(\sigma_{rt}^2) + 2\text{Cov}(FIRM_t, IND_t)/\text{Var}(\sigma_{rt}^2).$$

Reportamos na tabela 10 a parcela da variância de MKT_t na linha MKT_t e coluna MKT_t , a parcela da covariância entre MKT_t e IND_t na linha MKT_t e coluna IND_t , e assim em diante. A tendência linear é retirada de todas as séries antes de fazer o cálculo de decomposição da variância e a tendência não linear é retirada antes de fazer os cálculos de decomposição da média. A tabela 10 mostra quão importante os três componentes são relativos à volatilidade total de uma firma. Primeiro, considere a média. Ao longo de todo o período amostral, a volatilidade do mercado representa cerca de 53% da média incondicional da volatilidade total, enquanto que IND_t cerca de 12%. Contudo, a menor parcela da volatilidade total é a volatilidade das firmas, com 23%. Consistente com a tendência de queda na volatilidade das firmas, a parte da volatilidade das firmas diminuiu de aproximadamente 38% no

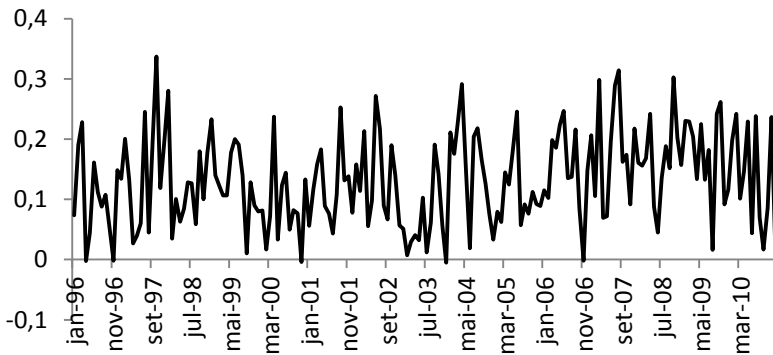
período 01/1996 a 12/2001 para cerca de 13% no período 01/2002 a 12/2010. A decomposição da variância mostra que a maior parte da variação nas séries temporais é dada pela variação em MKT_t e $FIRM_t$. Juntos estes dois componentes representam aproximadamente 55% da variação total na volatilidade das séries temporais. A volatilidade da indústria é mais estável ao longo do tempo.

Em busca de verificar se o comportamento da correlação média entre as ações condiz com a hipótese derivada da conduta apresentada pela volatilidade idiossincrática, estimamos a equação 25 utilizando como peso o valor de mercado das ações ($CORRVM_t$) e também adotando uma medida igualmente ponderada ($CORRIP_t$), conforme a seção 3.4. A figura 6 apresenta os resultados para as duas medidas de correlação.

Para verificar se a correlação média das ações realmente apresentou uma tendência de alta, novamente utilizamos a abordagem proposta por Volgelsang (1998) realizando um teste unicaudal à direita. A tabela 9 traz os resultados dos testes de tendência para ambas as medidas de correlação ($CORRPVM_t, CORRIP_t$) e é possível observar que as duas medidas têm uma tendência de alta e significativa ao nível de significância de 10% e 1%, respectivamente.

Portanto, a volatilidade de uma carteira não permanecerá a mesma se houver um aumento da volatilidade específica de cada firma em função da tendência apresentada pela correlação média. Além disso, os benefícios da diversificação caem ao longo do tempo. Um investidor que tem apenas uma ação está sujeito aos riscos integrais desta ação, enquanto que um investidor que tem um número suficiente de ações suporta apenas o risco de mercado. Como a volatilidade idiossincrática tem diminuído relativamente à volatilidade de mercado, a diferença entre esses riscos tem diminuído.

Painel A: Correlação média das ações ponderadas pelo valor de mercado.



Painel B: Correlação média das ações igualmente ponderadas.

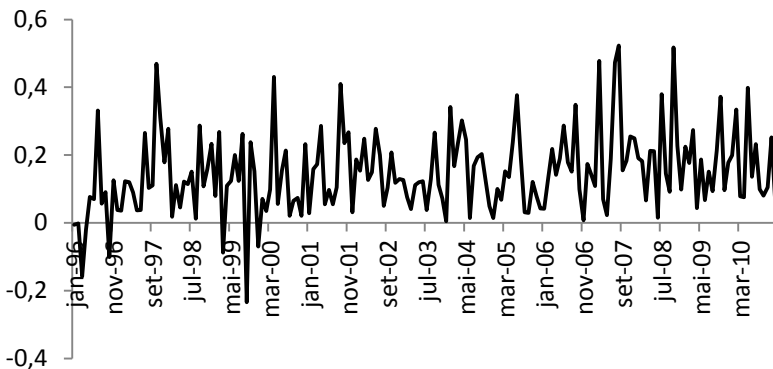


Figura 6: Correlação média. O painel superior mostra a correlação média obtida através da equação (25) ponderada pelo valor de mercado de cada firma. Por outro lado, o painel inferior apresenta o resultado da correlação média igualmente ponderada.

5. CONCLUSÕES

Evidências foram encontradas de que a volatilidade idiossincrática dos retornos de ações individuais tem aumentado ao longo do tempo, tanto em termo absoluto quanto em termo relativo à variância do mercado e da indústria. Este efeito tem sido documentado no mercado de ações dos EUA (Campbell et al., 2001; Xu e Malkiel, 2003; Boyer, Mitton e Vorkink, 2010; Brandt et al., 2010) mercados de ações de países desenvolvidos e emergentes (Morck, Yu e Yeung, 2000; Li et al., 2004; Kearney e Potì, 2008). Ainda, pesquisas sugerem que não existe tendência temporal nos EUA e nenhum outro país desenvolvido (Bekaert e Wu, 2000) ou tendência de queda, como sugere o trabalho de Sousa e Serra (2008) para o mercado acionário português.

Para o caso brasileiro a presente pesquisa mostrou que a volatilidade específica das firmas tem diminuído a partir de setembro de 1998, enquanto que as medidas de volatilidade da indústria e mercado não apresentaram nenhuma tendência significativa no período 1996 a 2010. Além disso, a correlação média entre as ações apresentou uma tendência de alta como consequência do comportamento das medidas de volatilidade desagregadas.

Em um primeiro momento e conforme as conclusões de Xu e Malkiel (2003) espera-se que os custos de transação suportados pelos investidores tenham diminuído em função da menor quantidade de ações necessárias para atingir um nível de diversificação razoável.

Nossos resultados vão ao encontro àqueles encontrados por Morck, Yu e Yeung (2000) de que economias com menor PIB per capita têm os preços de suas ações se movendo de maneira mais sincronizada em função do aumento da participação da volatilidade do mercado na volatilidade total das ações. Por outro lado, a maior proteção dos direitos de propriedade em economias com maior PIB per capita é um fator que contribui para a menor sincronia nos preços das ações, segundo Morck, Yu e Yeung (2000).

Um fator que pode ter contribuído para a queda do risco idiossincrático é a criação de segmentos de listagem pela BM&FBOVESPA e que foram implementados em dezembro de 2000: Novo Mercado, Níveis Diferenciados de Governança Corporativa – Nível 1 e Nível 2. As companhias são classificadas pela adoção de alguns critérios de governança corporativa diferenciados por cada segmento e que são adotados voluntariamente. Segundo BM&FBOVESPA (2012), as regras mais rígidas reduzem o risco dos investidores, uma vez que direitos e garantias são assegurados e as

informações mais completas são divulgadas reduzindo a assimetria de informações entre controladores, gestores e os participantes do mercado. Conseqüentemente, a redução do risco contribuirá para uma melhor precificação das ações e fatores específicos não considerados ou até mesmo precificados erroneamente serão mais bem tratados, reduzindo assim, o erro na diversificação do risco idiossincrático.

A participação da variância do mercado e firma na variância total não condicional se mostrou significativa indicando que a incerteza sobre essas medidas são importantes componentes da volatilidade total de uma ação qualquer. A volatilidade de mercado parece conduzir as outras medidas de volatilidade enquanto que a volatilidade das firmas não parece ter qualquer efeito sobre a volatilidade da indústria e do mercado.

Estudos futuros podem buscar os determinantes do risco idiossincrático no mercado acionário brasileiro e inferir se o comportamento apresentado por este é característica de tipos especiais de ações, setores ou é comum a todas as ações listadas. Verificar se as conclusões são robustas à utilização de metodologias que permitam obter as medidas de volatilidade e correlação média de forma condicional, pode ser outro objeto de estudo.

REFERÊNCIAS

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, 66, n. 1, 1998. 47-78.

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change. **Journal of Applied Econometrics**, 18, n. 1, 2003. 1-22.

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, Março 1981. 3-18.

BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. **Journal of Finance**, Junho 1977. 663-82.

BEKAERT, G.; WU, G. Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets. **Review of Financial Studies**, 2000. 1-42.

BM&FBOVESPA. **Segmentos de listagem**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/empresas/pages/empresas_segmentos-de-listagem.asp>. Acesso em: 29 fev. 2012.

BOYER, B.; MITTON, T.; VORKINK, K. Expected Idiosyncratic Skewness. **Review of Financial Studies**, 23, n. 1, Junho 2010. 169-202.

BRANDT, M. W.; BRAV, A.; GRAHAM, J. R.; KUMAR, A. The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episodes? **Review of Financial Studies**, 23, Fevereiro 2010. 863-899.

CAMPBELL, J. Y.; LETTAU, M.; MALKIEL, B. G.; XU, Y. Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. **The Journal of Finance**, 56, n. 1, 2001. 1-43.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The Econometrics of Financial Markets**. New Jersey: Princeton University Press, 1997.

CAO, C.; SIMIN, T.; ZHAO, J. Can Growth Options Explain the Trend in Idiosyncratic Risk? **Review of Financial Studies**, 21, n. 6, 2008. 2599-2633.

DENNIS, P. J.; STRICKLAND, D. The determinants of idiosyncratic volatility. **Working Paper**, University of Virginia, 2004.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2ª Edição. ed. [S.l.]: Wiley, 2004.

ENGLE, R. Dynamic Conditional Correlation - A Simple Class of Multivariate Garch Models. **Working Paper, University of California**, San Diego, 2001.

ENGLE, R. F. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalised autoregressive conditional heteroskedasticity models. **Journal of Business and Economic Statistics**, 20, n. 3, Julho 2002. 339-350.

FALKENSTEIN, E. G. Preferences for Stock Characteristics as Revealed by Mutual Fund Portfolio Holdings. **Journal of Finance**, 51, n. 1, Março 1996. 111-135.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, 47, n. 2, 1992. 427-465.

FERREIRA, M. A.; GAMA, P. M. Have world, country, and industry risks changed over time? An investigation of the volatility of developed stock markets. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 40, n. 1, 2005. 195-222.

GALDI, F. C.; SECURATO, J. R. O Risco Idiosincrático é Relevante no Mercado Brasileiro? **Revista Brasileira de Finanças**, 5, n. 1, 2007. 41.

GLYNN, J.; PERERA, N.; VERMA, R. Unit Root Tests and Structural

Breaks: A Survey with Applications = Contrastes de raíces unitarias y cambios estructurales: un estudio con aplicaciones. **Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa = Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration**, 3, n. 1, 2007. 63-79.

KEARNEY, C.; POTÌ, V. Correlation dynamics in European equity markets. **Research in International Business and Finance**, 20, n. 3, 2006. 305-321.

KEARNEY, C.; POTÌ, V. Have European stocks become more volatile? An empirical investigation of idiosyncratic and market risk in the euro area. **European Financial Management**, 14, n. 3, 2008. 419-444.

LAKONISHOK, J.; SHAPIRO, A. C. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. **Journal of Banking & Finance**, 10, n. 1, 1986. 115-132.

LI, K.; MORCK, R.; YANG, F.; YEUNG, B. Firm-specific variation and openness in emerging markets. **Review of Economics and Statistics**, 86, n. 3, 2004. 658-669.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**, 47, n. 1, 1965. 13-37.

MÁLAGA, F. K.; SECURATO, J. R. Aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro: um estudo empírico do período 1995-2003. **XVIII Encontro da Anpad**, Curitiba, 2004.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, 7, n. 1, 1952. 77-91.

MARTIN, D. M. L.; CIA, J. C.; KAYO, E. K. Determinantes do Risco Idiossincrático no Brasil no período de 1996 a 2009. **XXXIV Encontro da Anpad**, Rio de Janeiro, 2010.

MENDONÇA, F. P. D. A relação entre risco idiossincrático e retorno no mercado acionário brasileiro. **Dissertação (Mestrado)**, Rio de Janeiro, Junho 2011. 54. Disponível em: <http://www.maxwell.lambda.ele.puc-rio.br/Busca_etds.php?strSecao=resultado&nrSeq=18753@1>. Acesso em: 27 jan. 2011.

MERTON, R. C. On estimating the expected return on the market : An exploratory investigation. **Journal of Financial Economics**, 8, n. 4, 1980. 323-361.

MORAES, I. A. C. D.; PORTUGAL, M. S. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do IBOVESPA. **Estudos Econômicos**, 29, n. 3, 1999. 303-341.

MORCK, R.; YU, W.; YEUNG, B. Y. The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? **Journal of Financial Economics**, 58, n. 2, 2000. 215-260.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 34, n. 4, 1966. 768-783.

NEVES, M. B. E. D.; JR, N. C. A. D. C. Variáveis Fundamentalistas e os Retornos das Ações. **Revista Brasileira de Economia**, 54, n. 1, 2000. 123-137.

PARK, J. Y.; CHOI, B. A New Approach to Testing for a Unit Root. **Center for Analytic Economics Working Paper**, Cornell University, 1988.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, 57, n. 6, 1989. 1361-1401.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, 75, n. 2, 1988. 335-346.

POLLET, J. M.; WILSON, M. Average correlation and stock market

returns. **Journal of Financial Economics**, 96, n. 3, 2010. 364-380.

ROLL, R. R-Squared. **Journal of Finance**, 43, n. 2, Julho 1988. 541-566.

SCHARFSTEIN, D. S.; STEIN, J. C. Herd behavior and investment. **The American Economic Review**, 80, n. 3, 1990. 465-479.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, 19, n. 3, Setembro 1964. 425-442.

SOUSA, S.; SERRA, A. What drives idiosyncratic volatility over time? **Portuguese Economic Journal**, 7, n. 3, Dezembro 2008. 155-181.

VOGELSANG, T. J. Trend Function Hypothesis Testing in the Presence of Serial Correlation. **Econometrica**, 66, n. 1, 1998. 123-148.

XU, Y.; MALKIEL, B. G. Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility. **Journal of Business**, 76, n. 4, Outubro 2003. 613-644.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of business and economic statistics**, 20, n. 1, 2002. 25-44.