



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Ribeiro Prates, Wladimir; Alves Portela Santos, André; Carneiro Affonso da Costa Jr.,
Newton

Excesso de confiança, turnover e retorno: evidência no mercado brasileiro
Revista Brasileira de Finanças, vol. 12, núm. 3, julio-septiembre, 2014, pp. 351-383
Sociedade Brasileira de Finanças
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305838836003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Excesso de Confiança, *Turnover* e Retorno: Evidência no Mercado Brasileiro

(Overconfidence, Turnover, and Return: Evidence from the Brazilian Market)

Wlademir Ribeiro Prates*

André Alves Portela Santos**

Newton Carneiro Affonso da Costa Jr.***

Resumo

A literatura de finanças tem apresentado evidências de uma relação positiva entre o volume negociado e as variações nos preços das ações. Esta relação pode ser explicada pelo conceito de excesso de confiança, dentro das finanças comportamentais, o qual postula que quando retornos positivos ocorrem, o investidor tende a realizar mais operações, movido pelo excesso de confiança presente no mercado. Este trabalho procurou analisar como ocorre a relação entre retorno e volume (medido pelo *turnover*) baseado na metodologia de Statman *et al.* (2006). Foram analisadas todas as ações negociadas na BMFBovespa para o período de janeiro de 1995 até dezembro de 2012. O principal resultado deste artigo enfatiza a existência de uma relação positiva entre *turnover* e retornos defasados apenas para as ações com baixo valor de mercado. Uma explicação para este resultado também foi explorada e diz respeito a uma menor participação de investidores institucionais nas ações de baixo valor de mercado, corroborando a hipótese de que investidores profissionais tendem a ser menos viesados em relação ao excesso de confiança.

Palavras-chave: excesso de confiança; finanças comportamentais; *turnover*; retorno.

Códigos JEL: G02; G10; G12.

Submetido em 10 de março de 2014. Reformulado em 30 de julho de 2014. Aceito em 18 de setembro de 2014. Publicado on-line em 26 de maio de 2015. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Ricardo P. C. Leal.

*Doutorando em Administração, Universidade Federal de Santa Catarina, Santa Catarina, SC, Brasil. E-mail: wrprates@yahoo.com

**Professor Doutor, Departamento de Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Santa Catarina, SC, Brasil. E-mail: andre.portela@ufsc.br

***Professor Doutor, Departamento de Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Santa Catarina, SC, Brasil. E-mail: newton.costa@ufsc.br

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 12, No. 3, September 2014, pp. 351–383
ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2014 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

Abstract

Finance literature has shown evidence of a positive relationship between trading volume and stock returns. This relationship can be explained by the concept of overconfidence within the behavioral finance literature, which postulates that when positive returns occur, investors tend to trade more often, driven by market overconfidence. This study analyzes how the relationship between return and volume (measured by turnover) based on the methodology of Statman *et al.* (2006) occurs. All stocks traded at BMFBovespa along the period January 1995 to December 2012 were included in the sample. The main result of this paper emphasizes the existence of a positive relationship between turnover and lagged return only for stocks with small market capitalization. An explanation for this results has been also explored and is related to the presence of institutional investors in small caps, thus corroborating the hypothesis that professional investors tend to be less biased towards overconfidence.

Keywords: overconfidence; behavioral finance; turnover; return.

1. Introdução

A literatura de finanças tem apresentado evidências de uma relação positiva entre o volume negociado e as variações nos preços das ações (Ying, 1966, Crouch, 1970, Lakonishok & Smidt, 1986, Karpoff, 1987, entre outros). Esta relação pode ser explicada com base em teorias comportamentais voltadas para essa área. Algumas das explicações possíveis são o excesso de confiança (Gervais *et al.*, 2001, Statman *et al.*, 2006), o efeito disposição (Lakonishok & Smidt, 1986, Odean, 1998) e estratégias de *momentum* (Griffin *et al.*, 2007). A existência de excesso de confiança no comportamento dos investidores implica que o volume negociado seja aumentado a cada alta no retorno, pois os investidores se tornam mais confiantes em si mesmos após operações com retornos positivos, passando a operar mais no mercado. Para Mendes-da Silva & Yu (2009) o excesso de confiança pode ser entendido como a tendência, por parte de grupos de profissionais, a superestimar a validade de seus próprios julgamentos.

O efeito disposição, por sua vez, é um viés que pode ser explicado a partir da Teoria do Prospecto (TP) (Kahneman & Tversky, 1979), mas que foi inicialmente assim chamado em Shefrin & Statman (1985). Segundo Shefrin & Statman (1985), o efeito disposição aparece a partir da combinação de vários fatores. Primeiro, os tomadores de decisão (investidores) formam suas escolhas de uma maneira bem específica. Neste estágio, denominado estágio de edição, os investidores formam todas as escolhas possíveis em termos de ganhos e/ou perdas potenciais relativos a um ponto de referência

fixo (Kahneman & Tversky, 1979). No segundo estágio, denominado de estágio de avaliação, os tomadores de decisão utilizam a função valor da Teoria do Prospecto. Tal função é côncava na região dos ganhos e convexa na região das perdas, refletindo uma aversão ao risco no domínio dos ganhos e uma propensão ao risco no domínio das perdas. Este comportamento reflete a existência da aversão a perdas, que é dada pela maior inclinação da curva da função da TP no lado das perdas em relação ao lado dos ganhos.

Statman *et al.* (2006) diferenciam o efeito disposição do excesso de confiança. Os autores interpretam que a hipótese do excesso de confiança, que têm sido desenvolvida recentemente, é uma teoria a respeito do volume negociado que reflete as crenças dos investidores em relação às negociações de uma forma mais global, enquanto os dados empíricos que corroboram o efeito disposição normalmente mostram uma atitude perante ações individuais presentes nas carteiras dos investidores.

A explicação baseada em investidores movidos pelo *momentum* está relacionada com o fato de que estes investidores procuram comprar ações após altas nos preços e vender após quedas nos preços. Dessa forma, explicam Griffin *et al.* (2007), os investidores movidos pelo *momentum* tendem a ser mais ativos em variações absolutas no preços. Porém, esta atividade no mercado tende a ser maior nos mercados em alta do que em baixa (Griffin *et al.*, 2007, p. 912). Sabe-se que além destas três explicações possíveis para a existência de uma relação positiva entre retornos e volume negociado (excesso de confiança, efeito disposição e estratégias de *momentum*), existem outras possíveis explicações. No entanto, este trabalho está focado na hipótese da existência de excesso de confiança na tomada de decisão dos investidores, em linha com Statman *et al.* (2006), porém, aplicado para dados brasileiros. Dessa forma, como os próprios Statman *et al.* (2006) citam, “*a magnitude e persistência da relação entre retornos e volume negociado é tão forte que os resultados empíricos se tornam interessantes independente da explicação abordada*”.

Antes de existirem trabalhos relacionando variações nos preços e no volume com o excesso de confiança, alguns autores já haviam percebido alguns padrões no relacionamento destas variáveis. Em uma discussão teórica a respeito da relação preço-volume, Karpoff (1987) explica que existem pelo menos quatro razões que justificam a importância de compreender a relação entre as variações nos preços das ações e o volume negociado. Primeiramente, através dos estudos já realizados e dos modelos já estimados é possível perceber alguns *insights* a respeito da estrutura

do mercado. Segundo, a relação preço-volume é importante para estudos de eventos que analisam combinações de preço e volume para realizar inferências. Em terceiro lugar, a relação é importante para debater sobre a distribuição dos preços. Dados diários de retornos de ações apresentam diferenças na curtose comparativamente com a distribuição normal, sendo que uma das hipóteses possíveis para explicar este fenômeno é de que os retornos de ações possuem uma mistura de distribuições com diferença na variância condicional no decorrer da série temporal. Finalmente, em quarto lugar, a análise da relação preço-volume agrega significativas implicações às pesquisas sobre mercados futuros, pois a variabilidade nos preços afeta o volume negociado de contratos futuros.

Griffin *et al.* (2007) realizaram um estudo em 46 países (entre estes o Brasil) e encontraram como uma das conclusões uma relação positiva entre o *turnover* (como uma *proxy* para liquidez) e retornos passados em diversos mercados, utilizando dados dos índices de mercado de cada país. Para os autores esta relação ficou mais evidente nos países em desenvolvimento. No entanto, esta visão geral, através de um índice de mercado, pode não refletir perfeitamente as evidências do mercado como um todo, pois os índices costumam utilizar critérios de liquidez dos ativos e de tamanho das companhias para escolher os ativos, excluindo ações com menor liquidez ou valor de mercado.

O objetivo deste artigo é analisar a relação entre volume e retorno no Brasil a partir da segmentação da amostra em termos de valor de mercado das companhias, em linha com a metodologia de Statman *et al.* (2006). Nossa análise está focada em um período recente e utiliza um conjunto que envolve todos os ativos listados na Bolsa de Valores de São Paulo. Para medir o volume criou-se uma medida de *turnover* dada pela razão entre a quantidade de ações de determinada empresa negociadas em certo período e a quantidade de ações emitidas por esta empresa. Nossa evidência empírica confirma a existência de um impacto positivo dos retornos passados no *turnover*. Esta relação apenas apresentou coeficientes positivos e estatisticamente diferentes de zero para as empresas entre as 10% menores e entre as pertencentes ao primeiro quartil em valor de mercado, ou seja, apenas para as *small-caps*.

Statman *et al.* (2006) levantam a hipótese de que a ocorrência de um maior volume de negócios após altas nos preços nas ações de empresas com baixo valor de mercado está relacionada com o fato de estas ações possuírem um percentual maior de participação de investidores individu-

ais. Sob esta hipótese, investidores individuais estariam mais propensos a apresentarem excesso de confiança em relação a investidores institucionais. Apesar de Statman *et al.* (2006) levantarem uma hipótese acerca do que pode levar ao excesso de confiança, os autores não a investigam empiricamente. Dessa forma, com o propósito de encontrar uma possível explicação para os resultados expostos neste artigo, procuramos preencher esta lacuna e verificar se realmente o investidor individual possui um percentual de participação maior em ações com pequeno valor de mercado em relação aos investidores institucionais. Os resultados encontrados revelam que, de fato, empresas com menor valor de mercado apresentaram menor participação de investidores institucionais. Esses resultados sugerem que uma possível explicação para a evidência empírica encontrada neste estudo é que os investidores institucionais possuem maior presença nas operações das ações de empresas com maior valor de mercado. As empresas com valor de mercado menor, por sua vez, sofrem uma maior influência dos investidores individuais. Estes indivíduos, viesados pelo excesso de confiança, tendem a operar mais após retornos positivos, explicando o porquê da relação positiva do retorno defasado sobre o *turnover* apenas para as ações *small-caps*.

Este trabalho segue organizado da seguinte forma: na Seção 2 é realizada uma revisão de literatura com o propósito de fornecer subsídios para o leitor compreender o tema abordado neste trabalho; a Seção 3 explica os métodos utilizados; a Seção 4 contém a discussão dos resultados obtidos e a Seção 5 apresenta as considerações finais, bem como sugestões para pesquisas futuras.

2. Literatura relacionada

2.1 Retorno e volume

Alguns dos estudos que buscam relacionar o volume de negociação com retornos de ações serão analisados a seguir. No decorrer da década de 60, discordando de alguns trabalhos da época que afirmavam não haver relação entre as séries de preços de ações e as séries dos volumes de vendas destas ações, Ying (1966) obteve alguns importantes resultados empíricos como: (i) um pequeno volume de negociação normalmente é acompanhado por uma queda nos preços; (ii) um alto volume é normalmente acompanhado por um aumento nos preços e (iii) um grande aumento no volume é comumente acompanhado ou por um grande aumento ou por uma grande queda nos preços. Indo ao encontro destes resultados, Crouch (1970) veri-

ficou a existência de uma correlação positiva entre os valores absolutos das variações diárias dos preços e volumes diários para o mercado de ações. Adicionalmente, Clark (1973) verificou uma relação positiva entre o quadrado das variações nos preços e o volume agregado usando dados diários do mercado futuro de algodão.

Lakonishok & Smidt (1986) verificaram que ações com retornos positivos em períodos simulados de tempo apresentaram maior volume anormal de negociação do que ações que sofreram depreciação. Os autores realizaram uma análise em dados de *turnovers* mensais de diversas ações americanas durante um período de 14 anos (1968-1982). Lakonishok & Smidt (1986) verificaram a existência de *turnovers* anormais positivos em ações com apreciação de valor (*winners*) e *turnovers* anormais negativos em ações com depreciação de valor (*losers*), indicando que os investidores realizam mais ganhos do que perdas. Entre os principais resultados encontrados, o autores perceberam que (i) o preço passado influencia na tomada de decisão do investidor; (ii) a maioria dos casos de ativos *winners* tem maior *turnover* anormal do que *losers*, quando não há preocupação com imposto; (iii) o incentivo para realizar perdas em dezembro é mais forte do que em qualquer outro mês devido ao cálculo do imposto; (iv) incentivos fiscais influenciam o volume negociado, todavia este não é um fator predominante, uma vez que existem outros fatores não relacionados que também podem interferir no volume. Os resultados obtidos no trabalho de Lakonishok & Smidt (1986) são frequentemente associados na literatura à presença do efeito disposição.

Ferris *et al.* (1988) realizaram um estudo similar ao de Lakonishok & Smidt (1986), porém a metodologia sofreu algumas alterações e os dados coletados foram de frequência diária. No entanto, a conclusão de Ferris *et al.* (1988) apontou para a mesma direção do trabalho de Lakonishok & Smidt (1986).

A maioria dos artigos mostram existir uma relação positiva entre volume negociado e a variação absoluta no preço das ações, sendo que a relação possui maior intensidade quando existem variações positivas nos preços das ações. Conforme Karpoff (1987), as variações diárias nos preços não parecem ser correlacionadas entre si e são simetricamente distribuídas, mas a curtose da distribuição é diferente da distribuição normal. Uma explicação para isto é de que as variações nos preços são formadas por conjuntos de outras distribuições com diferentes variâncias. Esta é a Hipótese da Mistura de Distribuições (HMD). A contribuição da HMD é que ela

explica a natureza leptocúrtica de muitas séries temporais financeiras, preservando as propriedades do segundo momento.

Dentro desta discussão começaram a surgir trabalhos procurando encontrar relações entre a volatilidade dos retornos e o volume negociado. Ao utilizar o volume negociado como uma *proxy* para a quantidade de informações disponíveis aos investidores, alguns autores perceberam que a presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva tende a desaparecer das séries de retornos quando o volume negociado é incluído na equação da variância (Lamoureux & Lastrapes, 1990, Andersen, 1996, Bohl & Henke, 2003, Gallo & Pacini, 2000). Abordando o contexto brasileiro, de Medeiros & Van Doornik (2008) apresentam resultados que corroboram com a existência de uma relação entre retornos e volatilidade. Os autores perceberam que maiores volumes de negócios estão relacionados com um aumento na volatilidade dos retornos. Além disso, de Medeiros & Van Doornik (2008) encontraram uma relação assimétrica, a qual se torna mais evidente na medida em que os preços das ações aumentam.

2.2 Excesso de Confiança

Recentemente alguns autores têm atribuído a relação positiva que existe entre volume negociado e retorno ao viés oriundo da psicologia cognitiva e de estudos em finanças comportamentais chamado excesso de confiança. Griffin *et al.* (2007) estudaram 46 países e realizaram várias alterações nos seus modelos (utilizando diferentes variáveis de controle para volatilidade e medidas alternativas para volume e *turnover*), porém os autores obtiveram sempre o mesmo resultado que indica uma relação positiva entre o volume e os retornos passados.

O excesso de confiança implica em altos volumes de negociação, e por isso pode servir como explicação para a relação positiva entre volume e retorno no mercado de ações. Esta relação se dá, pois, na medida em que os investidores adquirem confiança em suas próprias habilidades, retornos positivos são associados a aumentos no volume (Griffin *et al.*, 2007). Gervais *et al.* (2001) demonstram como surge o viés do excesso de confiança. Os autores desenvolveram um modelo no qual os investidores não conhecem inicialmente as suas próprias habilidades. Ao descobrirem suas habilidades, passam a dar muito crédito aos seus próprios sucessos. Este processo torna os investidores mais confiantes conforme suas experiências vão aumentando.

Gigerenzer *et al.* (1991) explicam que as pesquisas que tratam sobre vieses cognitivos afirmam que os seres humanos são naturalmente propensos a cometer erros de raciocínio e de memória, incluindo erros de super-estimação (*overestimating*) do seu próprio conhecimento. Excesso de confiança (*Overconfidence*), de acordo com Gigerenzer *et al.* (1991) ocorre quando os julgamentos de confiança são maiores do que as frequências de respostas corretas. Sendo assim, para os autores o excesso de confiança é definido entre graus de crença (ou probabilidades subjetivas) e uma frequência relativa (percentual de acertos), ou seja, o desvio entre a probabilidade de uma questão estar correta e a frequência de questões corretas.

Brenner *et al.* (1996) encontraram resultados diferentes de Gigerenzer *et al.* (1991), pois através de seus resultados não foi possível perceber a substituição de julgamentos de confiança pela estimação de frequências relativas, como em Gigerenzer *et al.* (1991). Brenner *et al.* (1996) comentam que o padrão de excesso de confiança ocorre devido à natureza da evidência na qual as decisões estudadas estão sendo tomadas. Sendo assim, ao considerar o contexto das finanças, percebe-se que trabalhos publicados em importantes periódicos têm mostrado a existência do excesso de confiança em estudos com dados financeiros, a partir de variadas metodologias (Gervais *et al.*, 2001, Statman *et al.*, 2006, Griffin *et al.*, 2007).

Para o Brasil, Kimura (2003) analisou sobre-reações e sub-reações no mercado de capitais brasileiro, com o propósito de identificar se fatores comportamentais dos investidores podem influenciar, de modo irracional, os preços dos ativos financeiros. Além disso, o autor procurou identificar oportunidades de ganhos no mercado através da exploração de estratégias contrárias e de momento. Como resultado principal, a estratégia de momento apresentou ganhos relevantes quando os retornos não foram ajustados pelo risco. Porém, com o ajuste pelo risco nos retornos, a estratégia proposta pelo autor não apresentou retornos anormais significativos. Desta forma, o autor sugere que o excesso de confiança, o conservadorismo exagerado e outros vieses de julgamento dos investidores não chegam a limitar consideravelmente a eficiência do mercado e os ajustes através do processo de arbitragem.

Ainda no contexto nacional, Mendes-da Silva & Yu (2009) entendem o excesso de confiança como a superestimação da validade dos próprios julgamentos, por parte dos tomadores de decisões. Para os autores este efeito é decorrente do nível de senso de controle que um indivíduo possui. Os autores compreendem senso de controle como a percepção, por parte de

um indivíduo, de poder pessoal sobre o controle, o estabelecimento, e a direção para resultados e objetivos de vida. Os autores ainda afirmam que o senso de controle possibilita o adequado encaminhamento das emoções na solução de problemas. Os autores aplicaram questionários em 421 indivíduos e os resultados obtidos sugerem que as pessoas têm a evolução de seu senso de controle ao longo da vida mediada pela sua educação, como também por sua saúde.

3. Descrição dos Dados e Metodologia

A metodologia desta pesquisa está baseada em Statman *et al.* (2006). Os autores utilizaram dados mensais para o mercado norte-americano e contaram com uma base de dados de 1878 ativos durante o período de agosto de 1962 até dezembro de 2002. Neste trabalho utilizamos dados de todas as ações listadas na BMFBovespa (1164 ativos) durante o período de janeiro de 1995 até dezembro de 2012. O período analisado não começou antes de 1995 devido aos momentos de alta inflação vividos no Brasil antes do Plano Real. Como o mercado de capitais brasileiro é de menor porte em relação ao mercado norte-americano e o período analisado foi substancialmente menor do que o período analisado em Statman *et al.* (2006), a periodicidade dos dados foi reduzida de mensal para semanal, a fim de que a análise dos dados não fosse comprometida em função do menor número de observações. O total de observações para cada ativo foi de 941. Nem todas as empresas estudadas continham dados para todo o período da amostra, porém os papéis destas empresas foram considerados para análise mesmo assim, pois, conforme será explicado a seguir, não analisamos cada ação individualmente (como em uma das análises realizadas por Statman *et al.* (2006)), mas criamos índices tanto para as séries de volume quanto para as séries de retornos e de volatilidade. Vale observar que a utilização de índices minimiza a influência do viés da sobrevivência na amostra, uma vez que todas as ações, mesmo aquelas que deixaram de existir em algum período da amostra, são consideradas no cálculo.

Uma vez que o excesso de confiança implica em altos volumes de negociação diante de retornos passados positivos, investigamos uma possível relação defasada entre *turnover* e retorno. Além disso, para aumentar a robustez dos resultados, incluímos no modelo algumas variáveis de controle. Para a análise das relações defasadas e das inter-relações entre as variáveis foi utilizada a metodologia VAR (vetor auto-regressivo), bem como funções de impulso e resposta (FIR).

Com o propósito de analisar possíveis diferenças na relação retorno–volume conforme o tamanho das companhias, as análises foram feitas com classificações das empresas por valor de mercado, conforme em Statman *et al.* (2006). Da amostra geral foram retiradas seis subamostras a fim de analisar dados de empresas com baixo, médio e alto valor de mercado (doravante denominadas *small*, *mid* e *largecaps*, respectivamente). As *small caps* foram as empresas pertencentes às 10% menores e ao primeiro quartil em termos de valor de mercado das companhias (10% menores = de 0 até 10%; $Q1$ = de 0 até 25%); as *mid caps* foram as pertencentes aos quartis 2 e 3 ($Q2$ = de 25 a 50% e $Q3$ = de 50 a 75%) e as *large caps* aquelas ações do quarto quartil e das 10% maiores ($Q4$ = de 75 até 100%; 10% maiores = de 90 até 100%).

A segmentação por valor de mercado teve como propósito dar a cada observação de volume ou retorno um peso de acordo com a representatividade da empresa no mercado. Esta ponderação foi recalculada semanalmente durante todo o período da amostra. Ou seja, um ativo poderia fazer parte do primeiro quartil em uma semana e do segundo quartil na semana seguinte, dependendo da valorização dos preços e da consequente alteração no valor de mercado da companhia. Após esta ponderação foram criados índices para cada um dos percentis analisados tanto para a variável de volume quanto para o retorno. Além do volume, medido pelo *turnover*, e do retorno, foram também incluídas nas análises variáveis de controle. As variáveis utilizadas são explicadas a seguir.

3.1 Apresentação das variáveis

Turnover

Seguindo Lakonishok & Smidt (1986), Lo & Wang (2000) e Statman *et al.* (2006), a medida de volume utilizada foi o *turnover* (quantidade de ações negociadas em determinado período dividida pela quantidade de ações emitidas por determinada companhia). Considerando $V_{t,i}$ a quantidade de títulos negociados do ativo i na semana t e $S_{t,i}$ o número de títulos emitidos (*outstanding*) para cada ação i na semana t , então o *turnover* foi definido como $T_{t,i} = V_{t,i}/S_{t,i}$, ou seja, o percentual de ações negociadas de determinada empresa i na semana t . Considera-se o *turnover* uma boa medida para volume, pois ele exclui características específicas de determinados ativos e torna possível a comparação entre ações de diferentes empresas, pois representa um percentual de ações negociadas. Statman *et al.* (2006) explicam que medir o volume considerando apenas a quantidade de

ações negociadas, por exemplo, é uma forma inadequada, pois no momento em que o número de ações emitidas no mercado aumenta a medida passa a ficar viesada.

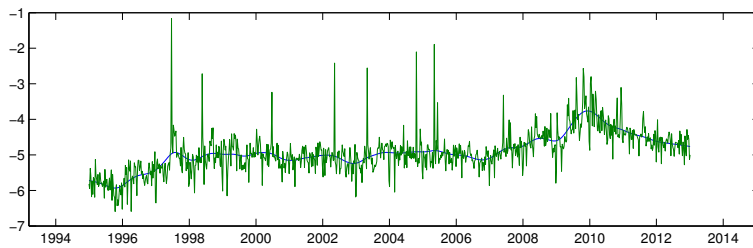


Figura 1
Turnover e o filtro Hodrick & Prescott (1997)

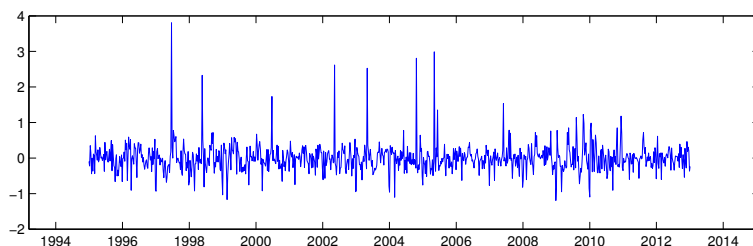


Figura 2
Turnover com tendência removida pelo filtro

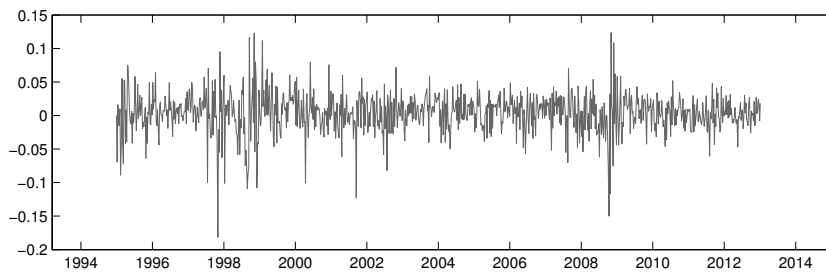
O *turnover* foi calculado para cada ação individualmente, porém, o *turnover* utilizado nas análises foi ponderado por valor de mercado para gerar uma série para cada uma das seis subamostras, seguindo o mesmo procedimento adotado em uma das análises de Statman *et al.* (2006). Para calcular o *turnover* do mercado (TM_t) foi utilizada a seguinte equação: $TM_t = \sum w_{t,i} T_{t,i}$, onde $T_{t,i}$ é o *turnover* individual de cada ação para cada período e $w_{t,i}$ é um peso que foi dado de acordo com o valor de mercado da companhia em relação às outras empresas para cada período. Esta média ponderada com base no valor de mercado foi calculada para cada subamostra por tipo de companhia (*small*, *mid* ou *large-cap*). Além disso, os

pesos dados para cada ativo para compor esta média ponderada foram atualizados semanalmente, de acordo com as variações dos preços das ações de cada companhia.

Como o *turnover* é uma medida que por definição é positiva, os dados (após a ponderação por valor de mercado) foram transformados em logaritmos naturais a fim de as séries serem suavizadas. A Figura 1 mostra o *turnover* em logaritmo natural para toda a amostra. Percebe-se uma certa tendência nas variações do *turnover* no decorrer do tempo. Possivelmente em virtude desta tendência, as séries do *turnover* em logaritmo, apesar de não constar na Tabela 1, que aborda as estatísticas descritivas e será discutida a seguir, apresentaram raiz unitária através do teste *Dickey Fuller* aumentado (ADF). Sendo assim, a Figura 1 também mostra o *turnover* em logaritmo com a presença de uma linha de tendência que segue o filtro de Hodrick & Prescott (1997) e a Figura 2 apresenta a série de *turnover* com a remoção da tendência identificada pelo filtro. Esta última foi a série utilizada tanto nas regressões por MQO quanto nos VAR's e foi chamada de *turn* nas análises.

3.1.1 Retornos

Para os cálculos dos retornos individuais foi utilizada a equação: $ret_{t,i} = \ln(fech_{t,i}/fech_{t-1,i})$, onde *fech* corresponde à cotação de fechamento. A utilização dos dados em forma de retorno é necessária, pois sabe-se que as séries de preços de ações normalmente apresentam tendências e não são estacionárias. Os retornos também foram calculados de forma ponderada por valor de mercado das companhias, de maneira similar ao cálculo do *turnover*. A Figura 3 mostra os dados de retornos médios para todos os ativos da amostra.

**Figura 3**

Retorno para todas as ações de 1995 até 2012 – portfólio igualmente ponderado

3.1.2 Volatilidade dos retornos (*sig*)

Quando dados em relação às variações dos preços de ações estão sendo analisados é preciso ter ciência de que estes dados estão sujeitos à presença de heterocedasticidade condicional. As séries financeiras, em geral, não seguem a distribuição normal devido ao excesso de curtose nessas séries. Neste contexto, os modelos da família GARCH têm a capacidade de modelar essas peculiaridades. Neste trabalho utilizamos a equação da variância do modelo GARCH, conforme Bollerslev (1986), para estimar a volatilidade dos retornos e incluir esta variável nos modelos. Esta variável foi chamada de *sig* e a equação da variância é a seguinte:

$$sig_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (1)$$

Neste artigo utilizou-se a especificação GARCH(1,1) na qual inclui-se somente uma defasagem do impacto dos choques e uma defasagem da variância condicional ($q = 1$ e $p = 1$ em (1)).

Variáveis de controle do mercado – retorno e dispersão *cross-sectional*

Com o propósito de incluir variáveis de controle que trouxessem informações a respeito do mercado como um todo, foram calculadas uma variável de retorno e outra de dispersão. A variável utilizada como retorno de mercado (*ibov*) foi o retorno do índice Ibovespa durante todo o período da amostra. Já a variável de dispersão (*disp*) foi o desvio-padrão *cross-sectional* do retorno de todas as ações para cada semana, conforme a equação:



$$disp_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (ret_{t,i} - \overline{ret_t})^2}{n}}, \quad (2)$$

sendo que, $ret_{t,i}$ é o retorno do ativo i na semana t ; e $\overline{ret_t}$ representa a média dos retornos dos n ativos analisados em t . Cabe ressaltar que n indica o número total de ativos que foram analisados para cada semana, o qual é variável no decorrer do tempo, dependendo da quantidade de ativos com dados disponíveis de retorno para dado intervalo de tempo.

3.2 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas da amostra para as variáveis *turnover*, retorno e volatilidade. As estatísticas descritivas das variáveis que trazem informações a respeito do mercado são apresentadas na Tabela 2. É comum que séries financeiras apresentem características que as distanciem das premissas de uma distribuição normal padrão. De forma não diferente, nas Tabelas 1 e 2 é possível perceber que as séries, de forma geral, possuem alta curtose ($k > 3$) e assimetria diferente de zero. O *turnover*, quando foi transformado em logaritmo e teve sua tendência removida através do filtro HP, teve sua média igualada a zero e a curtose e assimetria sofreram uma redução expressiva, apesar de ainda não estarem dentro dos padrões de uma distribuição normal ($k = 3$ e $s = 0$).

Nas séries de *turnover* não se percebe uma diferença muito grande em termos de média e de desvio padrão entre os diferentes quartis e percentis de valor de mercado, com exceção do segundo quartil, que apresentou uma discrepância em seu valor máximo e também na curtose de sua distribuição. Para resolver o problema da discrepância provocada no segundo quartil, a transformação da série em logaritmo e a remoção da tendência parecem ter sido eficazes na suavização da série, visto que os valores de média e desvio padrão da variável *turn* não se distanciam muito no Q2 em relação aos outros quartis.

Tabela 1
Estatísticas descritivas

	10% menores	Q1	Q2	Q3	Q4	10% maiores
Observações	941	941	941	941	941	941
Turnover						
Média	0,66%	0,59%	1,40%	0,64%	0,96%	0,92%
DP	1,17%	0,97%	22,71%	3,26%	1,40%	1,06%
Mínimo	0,01%	0,03%	0,03%	0,06%	0,14%	0,12%
Máximo	11,76%	17,64%	628,69%	90,30%	34,27%	17,57%
Assimetria (<i>s</i>)	4,84	8,26	24,89	23,83	16,07	7,41
Curtose (<i>k</i>)	33,74	116,00	652,50	625,87	356,31	87,37
ADF	-12,81***	-16,69***	-30,60***	-29,64***	-19,18***	-13,33***
Turnover sem tendência em log (<i>turn</i>)						
Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
DP	0,750	0,574	0,594	0,474	0,377	0,376
Mínimo	-2,928	-1,931	-2,092	-1,450	-1,230	-1,288
Máximo	3,586	3,505	7,983	5,799	3,864	3,266
Assimetria (<i>s</i>)	0,38	0,59	4,74	4,16	2,05	1,28
Curtose (<i>k</i>)	4,06	5,66	57,91	44,18	21,37	13,86
ADF	-23,72***	-17,57***	-25,53***	-27,68***	-25,57***	-25,06***
Retorno (<i>ret</i>)						
Média	0,04%	0,15%	0,17%	0,30%	0,40%	0,41%
DP	1,93%	1,43%	1,31%	1,60%	3,22%	3,56%
Mínimo	-9,08%	-11,18%	-13,45%	-12,14%	-19,73%	-22,22%
Máximo	9,91%	8,78%	4,85%	4,73%	13,59%	15,12%
Assimetria (<i>s</i>)	0,69	-0,28	-1,57	-1,20	-0,60	-0,55
Curtose (<i>k</i>)	6,59	10,03	16,68	9,03	7,18	7,23
ADF	-14,79***	-16,21***	-15,33***	-16,12***	-19,95***	-20,28***
Volatilidade (<i>sig</i>)						
Média	1,91%	1,39%	1,23%	1,54%	3,06%	3,37%
DP	0,26%	0,46%	0,48%	0,52%	1,03%	1,15%
Mínimo	1,46%	0,94%	0,81%	1,07%	1,89%	2,07%
Máximo	2,61%	5,75%	7,42%	6,94%	7,90%	8,53%
Assimetria (<i>s</i>)	0,80	3,13	4,85	3,79	2,16	2,04
Curtose (<i>k</i>)	2,92	19,47	45,80	26,43	8,02	7,30
ADF	-1,91	-9,64***	-9,22***	-9,21***	-4,70***	-4,36***

Nota: O *turnover* é uma média ponderada pelo valor de mercado das companhias. O *turnover* sem tendência (*turn*) foi encontrado através da aplicação do filtro HP e da transformação dos dados resultantes em logaritmos naturais. O retorno é resultado do logaritmo natural da divisão entre a cotação de fechamento na data *t* pela cotação de fechamento na data *t* - 1. A variável *sig* representa a volatilidade dos retornos estimada através de uma especificação GARCH(1,1).

* significativo a 10%.

** significativo a 5%.

*** significativo a 1%.

Os dados de retorno apresentaram características interessantes. Como era esperado, tanto as médias de retorno individuais quanto do Ibovespa (conforme Tabela 2), salvo os retornos das empresas entre as 10% menores em termos de valor de mercado, foram levemente positivas, com alta curtose (séries leptocúrticas) e leve assimetria negativa. Quando a distribuição dos retornos possui assimetria negativa (cauda esquerda mais alongada), o desvio padrão subestima o risco. Ou seja, os desvios negativos extremos, por terem uma baixa probabilidade de ocorrência, não oferecem grandes preocupações ao investidor, diminuindo a variabilidade. Além disso, a média dos retornos aumentou conforme o valor de mercado das companhias também aumentou. As médias dos retornos das ações pertencentes às 10% menores e ao primeiro quartil foram de 0,04% e 0,15%, respectivamente.



Por sua vez, as médias dos retornos das ações pertencentes ao quarto quartil e às 10% maiores foram de 0,40% e 0,41%, respectivamente.

Tabela 2

Estatísticas descritivas para variáveis de controle para o mercado

	Obs.	Média	DP	Mín	Máx	<i>s</i>	<i>k</i>	ADF
<i>disp</i>	941	8,70%	2,78%	3,82%	26,30%	1,53	8,01	-8,38***
<i>ibov</i>	941	0,39%	4,61%	-22,17%	24,29%	-0,24	5,82	-32,92***

Nota: A variável *disp* é a dispersão *cross-sectional* dos retornos, *ibov* é o retorno do Ibovespa como retorno do mercado, DP é o Desvio Padrão, *s* é assimetria e *k* é a curtose da série. Os dados de retorno do Ibovespa apresentaram leve média positiva e assimetria negativa, bem como curtose acima da distribuição normal. Ambas as variáveis apresentaram séries estacionárias através do teste ADF.

* significativo a 10%

** significativo a 5%

*** significativo a 1%

Por fim, os resultados do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) para a presença de raízes unitárias revelam que, com excessão da variável *sig* referente às empresas do primeiro decil de capitalização de mercado, todas as demais variáveis são estacionárias em nível. Desta forma, a estimação do modelo VAR para as empresas pertencentes ao primeiro decil de capitalização de mercado foi realizada com base na primeira diferença da variável *sig* (a qual se mostrou estacionária). Para os demais casos, todas as variáveis da Tabela 1 e 2 são incluídas em nível no modelo VAR pois não apresentam raízes unitárias conforme os resultados do teste ADF.

As variáveis utilizadas com o intuito de fornecer informações a respeito do mercado têm suas estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 2. A dispersão *cross-sectional* (*disp*), teve média de 8,70%, ou seja, em média os retornos de todas as ações da bolsa oscilam com um desvio padrão de 8,70% a cada semana, no período analisado. A variável *disp* fornece uma visualização a respeito da variabilidade do mercado em determinada semana, enquanto *sig* disponibiliza uma visão a respeito da volatilidade média das ações para determinado percentil de valor de mercado, estimada por um GARCH (1,1).

3.3 Vetor auto-regressivo, função impulso resposta e causalidade de Granger

Seguindo a metodologia utilizada por Statman *et al.* (2006), utilizamos também um modelo VAR para analisar a relação temporal existente entre o *turnover* e o retorno. O VAR é normalmente utilizado na previsão de sistemas de séries temporais que são internamente relacionadas, pois utiliza diferentes defasagens das variáveis dependentes para procurar explicar as próprias variáveis dependentes. Especificamente, o VAR utilizado neste trabalho é bivariado, conforme a equação abaixo:

$$\begin{bmatrix} turn_t \\ ret_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{turn} \\ \alpha_{ret} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \mathbf{A}_k \begin{bmatrix} turn_{t-k} \\ ret_{t-k} \end{bmatrix} + \sum_{l=1}^L \mathbf{B}_l \begin{bmatrix} disp_{t-l} \\ sig_{t-l} \\ ibov_{t-l} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{turn,t} \\ e_{ret,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Os estudos que tratam a questão do excesso de confiança não costumam citar uma quantidade específica de defasagens utilizadas. Sendo assim, procuramos identificar o melhor modelo para os dados que utilizamos. A defasagem que representa um VAR com melhor poder de explicação foi escolhida de acordo com o critério de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC).

Conforme os critérios (que podem ser observados na Tabela 3), o modelo ótimo que mais aparece é um VAR com duas defasagens. Sendo assim, os resultados de um VAR(2) são apresentados no texto deste artigo.

**Tabela 3**

Critérios de informação para a escolha do melhor VAR

Defasagens	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Todas as ações										
AIC	-2,9979	-3,0015***	-2,9947	-2,9898	-2,9828	-2,9805	-2,9813	-2,9769	-2,9758	-2,9734
BIC	-2,9642***	-2,9528	-2,9309	-2,9110	-2,8890	-2,8717	-2,8576	-2,8381	-2,8221	-2,8047
LLF	1,5080	1,5138	1,5143	1,5159	1,5164	1,5192	1,5237	1,5254	1,5289	1,5317
Q1 - small-caps										
AIC	-3,7084	-3,7453	-3,7494	-3,7478	-3,7508	-3,7434	-3,7453	-3,7400	-3,7455	-3,7526***
BIC	-3,6747	-3,6965***	-3,6856	-3,6691	-3,6570	-3,6347	-3,6215	-3,6012	-3,5917	-3,5839
LLF	1,8632	1,8856	1,8917	1,8949	1,9004	1,9007	1,9056	1,9070	1,9137	1,9213
Q2 - mid-caps										
AIC	-3,9042	-3,9228***	-3,9221	-3,9210	-3,9187	-3,9147	-3,9159	-3,9149	-3,9201	-3,9180
BIC	-3,8704	-3,8740***	-3,8584	-3,8422	-3,8250	-3,8060	-3,7922	-3,7762	-3,7663	-3,7492
LLF	1,9611	1,9744	1,9781	1,9815	1,9844	1,9864	1,9909	1,9945	2,0010	2,0040
Q3 - mid-caps										
AIC	-3,8914	-3,9132***	-3,9113	-3,9104	-3,9053	-3,9096	-3,9056	-3,8980	-3,8967	-3,8957
BIC	-3,8577	-3,8645***	-3,8475	-3,8317	-3,8116	-3,8009	-3,7818	-3,7593	-3,7430	-3,7270
LLF	1,9547	1,9696	1,9726	1,9762	1,9777	1,9838	1,9858	1,9860	1,9893	1,9929
Q4 - large-caps										
AIC	-2,9777	-2,9806***	-2,9748	-2,9695	-2,9623	-2,9604	-2,9631	-2,9602	-2,9598	-2,9586
BIC	-2,9439***	-2,9319	-2,9110	-2,8908	-2,8685	-2,8516	-2,8393	-2,8215	-2,8061	-2,7898
LLF	1,4978	1,5033	1,5044	1,5058	1,5061	1,5092	1,5145	1,5171	1,5209	1,5243

*** Indica o melhor *lag* para o critério escolhido.

Nota: esta tabela apresenta os resultados dos testes AIC e BIC para 10 defasagens. Além disso a tabela também apresenta a função de log verossimilhança para cada modelo. Os testes foram realizados para todo o período da amostra (janeiro de 1995 até dezembro de 2012) e para todos os Quartis por valor de mercado das companhias.

Um modelo VAR com k defasagens, de forma geral, não permite que todos os parâmetros da sua forma estrutural sejam identificados, ou seja, não é capaz de capturar o impacto completo de um choque das variáveis explicativas. Dessa forma, utilizamos funções de impulso e resposta para complementar a análise, pois estas utilizam todos os coeficientes estimados no VAR para traçar impactos de um choque residual.¹ Além disso, também realizamos um teste de causalidade de Granger para verificar se o retorno causa (no sentido de Granger) o *turnover*, ou o inverso.

4. Resultados

Apresentamos a seguir os resultados da estimação do modelo VAR(2), o qual investiga a relação temporal entre as variáveis retorno e turnover, além de incluir variáveis de controle. Considerando que o objetivo deste trabalho está em analisar a relação retorno e volume, e principalmente verificar o impacto das variações do retorno no *turnover*, o foco da análise dos dados é dada aos coeficientes $\phi_{1,2}$ e $\phi_{2,1}$ da matriz \mathbf{A}_k do VAR descrito na Equação 3. A matriz \mathbf{A}_k é dada da seguinte forma:

$$\mathbf{A}_k = \begin{bmatrix} \phi_{1,1,k} & \phi_{1,2,k} \\ \phi_{2,1,k} & \phi_{2,2,k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (turn, turn)_k & (turn, ret)_k \\ (ret, turn)_k & (ret, ret)_k \end{bmatrix}. \quad (4)$$

A Tabela 4 mostra os resultados obtidos com a estimação do VAR(2) para todos os quartis e percentis (em termos de valor de mercado das companhias) que foram propostos na metodologia. Foram estimados seis modelos VAR, um para as empresas 10% menores, outros quatro para cada um dos quartis de valor de mercado ($Q1$, $Q2$, $Q3$ e $Q4$) e um para as empresas entre as 10% maiores. Dessa forma a análise conseguiu classificar o mercado em empresas *small*, *mid* e *large caps*.

O retorno, através do coeficiente (ret, ret) mostrou possuir uma dependência positiva de suas informações passadas apenas em alguns casos. Nos quartis $Q1$, $Q2$ e $Q3$ o coeficiente (ret, ret) foi positivo e estatisticamente significativo para as duas defasagens testadas. No entanto, para as ações de empresas com maior valor de mercado ($Q4$ e 10% maiores) não houve significância estatística, conforme a Tabela 4.

¹Para maiores informações a respeito de funções impulso resposta ver Sims (1980) e Tsay (2010).

Tabela 4
VAR(2) para todo o período, de 1995 – 2012

Parâmetros	10% menores		Q1		Q2		Q3		Q4		10% maiores	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Defasagens												
<i>(ret,ret)</i>	0,013	0,064*	0,128***	0,123***	0,182***	0,144***	0,092*	0,143***	−0,100	0,141	−0,107	0,109
SE	(0,035)	(0,036)	(0,039)	(0,038)	(0,042)	(0,042)	(0,053)	(0,052)	(0,110)	(0,110)	(0,105)	(0,106)
<i>(ret,turn)</i>	−0,061	−0,028	0,023	−0,100	−0,023	−0,037	0,179*	0,059	−0,522*	0,251	−0,569*	0,031
SE	(0,089)	(0,089)	(0,082)	(0,082)	(0,070)	(0,070)	(0,108)	(0,109)	(0,291)	(0,291)	(0,322)	(0,324)
<i>(turn,ret)</i>	0,041***	0,035**	0,034**	0,038**	0,016	0,023	0,019	0,011	0,016	0,019	0,000	0,009
SE	(0,013)	(0,014)	(0,016)	(0,016)	(0,020)	(0,020)	(0,016)	(0,016)	(0,013)	(0,013)	(0,011)	(0,011)
<i>(turn,turn)</i>	0,206***	0,012	0,174***	0,088***	0,162***	0,016	0,094***	0,041	0,178***	−0,059*	0,206***	−0,061*
SE	(0,034)	(0,034)	(0,034)	(0,034)	(0,033)	(0,034)	(0,033)	(0,034)	(0,034)	(0,034)	(0,034)	(0,034)
Controle												
<i>(ret,disp)</i>	0,088***	−0,050*	0,035***	−0,006	−0,001	0,003	0,003	−0,018	0,045	−0,042	0,048	−0,037
SE	(0,028)	(0,028)	(0,020)	(0,021)	(0,018)	(0,018)	(0,023)	(0,023)	(0,049)	(0,048)	(0,054)	(0,053)
<i>(turn,disp)</i>	0,010	−0,014	0,001	0,001	0,023***	−0,016*	−0,001	0,004	0,004	0,004	−0,003	0,009*
SE	(0,011)	(0,011)	(0,008)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,007)	(0,007)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)
<i>(ret,sig)</i>	0,540	3,053	−0,383**	0,301*	−0,097	−0,091	−0,204	0,069	−0,521	0,597*	−0,565	0,629
SE	(2,119)	(1,927)	(0,181)	(0,173)	(0,169)	(0,159)	(0,202)	(0,188)	(0,369)	(0,361)	(0,389)	(0,382)
<i>(turn,sig)</i>	1,825**	0,264	−0,099	0,077	0,076	−0,046	0,062	−0,065	0,052	−0,078*	0,064	−0,087**
SE	(0,803)	(0,730)	(0,075)	(0,071)	(0,080)	(0,076)	(0,062)	(0,057)	(0,043)	(0,042)	(0,040)	(0,040)
<i>(ret,ibov)</i>	0,063	0,016	0,025**	0,020*	0,028**	0,012	0,037**	0,013	0,064	−0,046	0,060	−0,031
SE	(0,014)	(0,015)	(0,012)	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,018)	(0,017)	(0,077)	(0,077)	(0,082)	(0,082)
<i>(turn,ibov)</i>	0,006	−0,000	0,004	−0,005	−0,004	−0,003	−0,001	0,001	−0,015*	−0,012	−0,007	−0,005
SE	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,009)	(0,009)	(0,008)	(0,008)

* significativo a 10%

** significativo a 5%

*** significativo a 1%

O coeficiente $(turn, turn)$ mostrou que o *turnover* também possui uma interdependência temporal. No entanto, a significância do impacto do *turnover* defasado nele mesmo foi mais evidente apenas para a primeira defasagem, na qual houve significância estatística para todas classificações das companhias em termos de valor de mercado.

O impacto do volume no retorno, expresso pelo coeficiente $(ret, turn)$, não se mostrou estatisticamente diferente de zero na maior parte dos casos testados. Ou seja, um alto ou baixo volume de negociação, em geral, não está relacionado a um aumento ou diminuição no retorno semanal futuro. Nos casos em que houve significância estatística para o coeficiente em questão ($Q3$, $Q4$ e 10% maiores), a rejeição da hipótese nula ocorreu apenas ao nível de significância de 10%. Alguns autores, como por exemplo Cooper (1999) e Gervais *et al.* (2001) perceberam que o volume passado pode ser utilizado para prever retornos. No entanto, os resultados destes autores são de testes realizados com ações individuais, que buscam identificar relações entre os dados de volume e retorno de um mesmo ativo. Neste artigo, conforme explicado na metodologia, não utilizamos dados de ações individuais, mas criamos séries através de uma média ponderada para cada faixa de valor de mercado das empresas estudadas. Sendo assim, ao analisar o coeficiente $(ret, turn)$ das tabelas que apresentam os resultados do VAR(2) não foi possível identificar resultados relevantes.

O resultado mais relevante da estimação do VAR está presente no coeficiente $(turn, ret)$, na Tabela 4. Este coeficiente expressa o impacto existente de uma variação do retorno defasado no *turnover*. Grande parte dos artigos apresentados na revisão de literatura encontra uma relação positiva do impacto sofrido pelo volume em relação a variações nos preços dos ativos. O artigo que serviu de suporte para o desenvolvimento metodológico deste trabalho (Statman *et al.*, 2006) confirma a existência de uma relação positiva entre estas duas variáveis. Em Statman *et al.* (2006) os autores perceberam que esta relação positiva é mais expressiva nas ações de empresas com menor valor de mercado, apesar de o retorno defasado também impactar positivamente o *turnover* nas companhias *large-caps*, embora com menor intensidade.

Nos resultados deste trabalho confirmamos a existência de um impacto positivo dos retornos passados no *turnover*. Esta relação apenas apresentou coeficientes positivos e estatisticamente diferentes de zero para as empresas entre as 10% menores e entre as pertencentes ao primeiro quartil em valor de mercado. A significância estatística do coeficiente $(turn, ret)$ para as

empresas 10% menores foi de 1% na primeira defasagem. Além disso, a significância foi de 5% para a segunda defasagem das companhias 10% menores e para as duas defasagens do $Q1$. Nas ações pertencentes aos quartis $Q2$, $Q3$ e $Q4$ não houve significância estatística para o coeficiente $(turn, ret)$. Este resultado corrobora com Statman *et al.* (2006).

No que se refere aos impactos das variáveis de controle utilizadas no modelo VAR (Tabela 4), a variável *disp* defasada apresentou impacto positivo e significativo a 1% no *turnover* para a primeira defasagem do $Q2$, conforme coeficiente $(turn, disp)$. A mesma variável apresentou também significância estatística a 10% para a segunda defasagem do $Q2$, com coeficiente negativo, e para as empresas 10% maiores em termos de capitalização, com coeficiente positivo. O impacto da dispersão defasada no retorno foi positivo e significativo a 1% apenas nas empresas 10% menores e no $Q1$, ou seja, o coeficiente $(ret, disp)$ foi positivo e significativo estatisticamente somente para a primeira defasagem das ações *small-caps*. A segunda defasagem das empresas 10% menores apresentou coeficiente negativo e significativo a 10%. Nos demais quartis e percentis a dispersão defasada não impactou o retorno. A volatilidade (*sig*) não apresentou resultados consistentes nem para o retorno e nem para o *turnover*. Isto significa que a volatilidade defasada não explica o retorno e nem o volume.

A primeira defasagem do retorno do mercado, representado pelo Ibovespa, impactou positivamente e significativamente o retorno para as ações pertencentes as 10% menores e aos quartis $Q1$, $Q2$ e $Q3$. O retorno do Ibovespa defasado não apresentou resultado estatisticamente significativo para o impacto no *turnover*, exceto para a primeira defasagem do $Q4$, onde o coeficiente foi negativo e significativo a 10%.

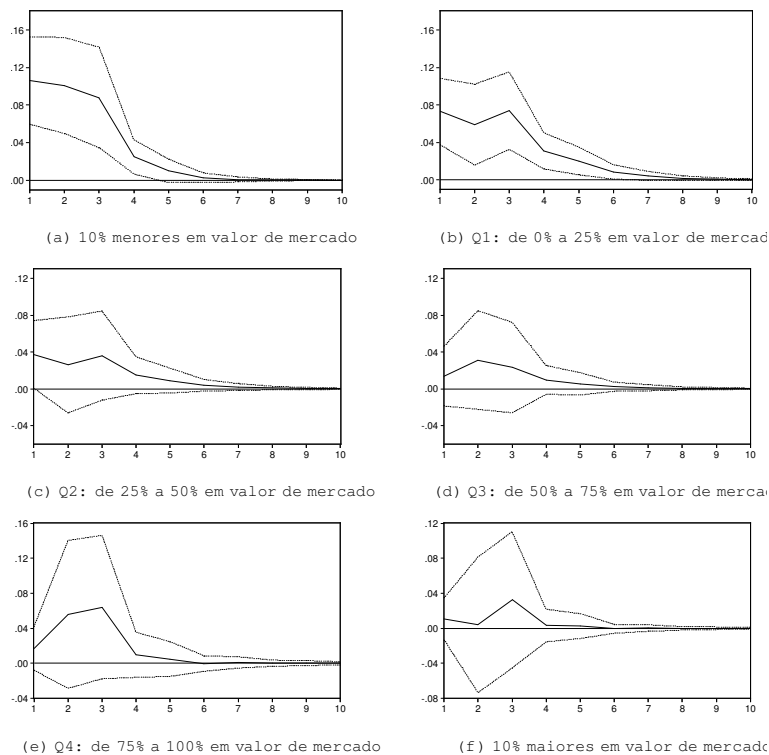


Figura 4
Resposta do *turnover* a um choque do retorno

Como descrito na metodologia, a função impulso e resposta (FIR) complementa o VAR por mostrar como as variáveis endógenas se comportam diante de choques provocados nelas mesmas. Além disso a FIR demonstra este impacto através de uma sequência temporal, onde a abscissa do gráfico gerado corresponde a uma escala de tempo. Por questões de tamanho do artigo não foram incluídos todos os resultados obtidos com as funções de impulso e resposta². Sendo assim, a Figura 4 apresenta os resultados da resposta do *turnover* a um choque do retorno para todas as categorias de ponderação por valor de mercado testadas neste trabalho. As sub-figuras estão classificadas por linhas. Na primeira linha (sub-figuras “a” e “b”) estão as ações *small-caps*; na segunda linha (sub-figuras “c” e “d”) estão

²Ver Apêndice 5 para FIR do Q1 e Q4.

as *mid-caps* e na terceira linha (sub-figuras “e” e “f”) estão as *large-caps*.

Através da Figura 4 fica fácil de visualizar que o *turnover* responde ao retorno defasado de forma diferente conforme o valor de mercado das companhias. De forma geral percebe-se que as *small-caps* sofreram um impacto positivo dos retornos defasados, com duração de 6 a 8 semanas. Além disso, nas empresas com baixo valor de mercado o intervalo de confiança se manteve apenas no campo positivo da figura. Para as ações *mid-caps* não é possível afirmar a existência de algum impacto expressivo no *turnover* pela FIR, embora pareça existir uma leve influência positiva que dura por até sete semanas. Por sua vez, o *turnover* das *large-caps* sofreu um impacto levemente positivo, principalmente para o Q4, com duração de até seis semanas. Porém, o intervalo de confiança da FIR das empresas *mid* e *large-caps* esteve tanto no campo positivo quanto no negativo, inviabilizando a conclusão de que o *turnover* sofre impacto positivo após choque no retorno nas ações destas empresas.

Estes resultados vão ao encontro do trabalho de Statman *et al.* (2006), no qual os autores identificaram coeficientes positivos e significativos da resposta do *turnover* diante de um choque no retorno principalmente nas ações com menor valor de mercado. Esta relação positiva entre o *turnover* e o retorno defasado corrobora com a literatura que trata sobre o excesso de confiança.

Adicionalmente ao VAR e à FIR, realizamos um teste de causalidade de Granger entre as variáveis *turnover* e retorno para cada um dos quartis de capitalização de mercado, bem como para o primeiro e último decil de capitalização de mercado. A Tabela 5 traz os resultados. Observa-se que os retornos causam (no sentido de Granger) um aumento do *turnover*, porém o inverso não foi constatado. Além disso, percebe-se que esse resultado é bem mais evidente para as empresas constantes no primeiro decil e primeiro quartil da capitalização de mercado. Esse resultado está em linha com a evidência acerca da presença de excesso de confiança principalmente para empresas de baixa capitalização de mercado.

Tabela 5

Teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	10% menores	Q1	Q2	Q3	Q4	10% maiores
<i>ret</i> não Granger-causa <i>turn</i>						
F-stat	12,053***	8,925***	0,635	2,643*	0,888	2,909*
p-valor	0,000	0,000	0,530	0,072	0,412	0,055
<i>turn</i> não Granger-causa <i>ret</i>						
F-stat	0,299	1,681	0,558	1,362	1,523	1,676
p-valor	0,741	0,187	0,573	0,257	0,219	0,188

* significativo a 10%

** significativo a 5%

*** significativo a 1%

4.1 O que pode explicar o excesso de confiança?

Os resultados discutidos na seção anterior evidenciam a existência de uma relação positiva entre *turnover* e o retorno defasado que pode ser entendida à luz da abordagem comportamental do excesso de confiança. Entretanto, esta análise ainda não permite elucidar o que pode explicar a existência do excesso de confiança por parte dos investidores. Statman *et al.* (2006) levantam a hipótese de que a ocorrência de um maior volume de negócios após altas nos preços, interpretado como consequência do excesso de confiança, cuja ocorrência foi mais expressiva nas ações de empresas com baixo valor de mercado, pode estar relacionada com o fato de estas ações possuírem um percentual maior de participação de investidores individuais. Sob esta hipótese, investidores individuais estariam mais propensos a apresentarem excesso de confiança em relação a investidores institucionais.

Griffin *et al.* (2007), por sua vez, ao realizarem um estudo em 46 países, perceberam que a presença do excesso de confiança foi maior nos países em desenvolvimento do que nos países desenvolvidos. Segundo os autores, estes países que apresentaram maior excesso de confiança possuem uma menor indústria de fundos mútuos e, conseqüentemente, menos investidores institucionais no mercado. Sendo assim, a presença de investidores institucionais em um mercado pode aumentar a sua eficiência, diminuindo a influência de vieses comportamentais na tomada de decisão, predominantes nos investidores individuais. Menkhoff *et al.* (2013) encontraram que investidores institucionais tendem a apresentar menos excesso de confiança do que os individuais. Além disso, os autores classificaram os investidores profissionais entre institucionais e consultores, e perceberam que os consultores foram ainda mais viesados que os investidores individuais, em termos

do excesso de confiança. da Costa Jr. *et al.* (2013) analisaram, por meio de um estudo experimental, a diferença entre a presença do efeito disposição em investidores experientes e não experientes. Como resultado principal, os autores perceberam que, para o efeito disposição, os investidores mais experientes apresentaram menor incidência do viés.

Apesar de Statman *et al.* (2006) levantarem uma hipótese acerca do que pode levar ao excesso de confiança, os autores não a investigam empiricamente. Dessa forma, com o propósito de encontrar uma possível explicação para os resultados expostos neste artigo, procuramos preencher esta lacuna e verificar se, de fato, o investidor individual possui um percentual de participação maior em ações com pequeno valor de mercado em relação aos investidores institucionais. Para isto, criamos uma *proxy* para identificar a participação de investidores individuais no mercado utilizando os dados do software *Quantum Axis* relativos ao *free-float* de cada empresa participante da amostra desta pesquisa para a última data disponível de cada um dos anos analisados. A base de dados permitiu realizar a coleta de dados referentes aos três últimos anos da amostra (2010, 2011 e 2012), não sendo possível contemplar todo o período da amostra aqui estudada, que foi de 1995 a 2012. Entretanto, acreditamos que esta limitação não inviabilize a análise uma vez que a quantidade de ações incluída em cada um dos três últimos anos é bastante representativa do mercado de ações brasileiro.

Por definição, *free-float* é o percentual das ações de uma companhia que estão disponíveis para negociação e não pertencem aos acionistas controladores ou com participação maior que 5%, excluindo também as ações em tesouraria. A partir do *free-float* deduzimos a participação de fundos de investimentos em cada ativo e assim estimamos um percentual de participação de investidores individuais no total das ações. Por exemplo, se o valor da *proxy* criada para investidores individuais for de 85%, significa que 15% do *free-float*, ou seja, do valor disponível para negociação retirando os controladores e grandes acionistas, pertence a fundos de investimentos. Os 85% restantes correspondem a nossa *proxy* para investidores individuais. Os dados obtidos foram segregados em quartis conforme o valor de mercado das companhias disponível ao final de cada ano do estudo.

O resumo dos dados coletados é apresentado na Figura 5, a qual mostra as medianas da *proxy* de investidores individuais para cada um dos quartis. Como a *proxy* trata de um percentual que oscila de 0 a 100% e os dados foram segmentados por quartis, entende-se que a mediana é melhor medida do que a média para esta situação. A Figura 5 revela que o quartil com as empresas com menor valor de mercado apresentou maior participação de investidores individuais tanto em ações ordinárias como preferenciais.

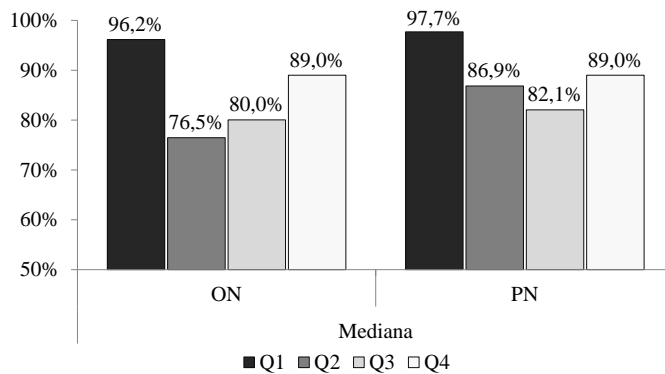


Figura 5
Medianas para *proxy* de investidores individuais

Para avaliar a diferença estatística na participação de investidores individuais ao longo dos quatro quartis, testamos a hipótese nula de que a média e a mediana da variável *proxy* é maior no primeiro quartil (Q_1), ou seja, $H_0 : Proxy_{Q_1} > Proxy_{Q_i}$, onde $i = \{2, 3, 4\}$. Os resultados do teste paramétrico para a média (teste- t) e dos testes não-paramétricos para a mediana (*Mood's median* e *Mann-Whitney*) estão reportados na Tabela 6. Os resultados são favoráveis à hipótese nula em todos os casos, indicando que empresas com menor valor de mercado (Q_1) apresentaram menor participação de investidores institucionais em relação a todos os outros quartis. Este resultado corrobora as conjecturas apontadas por Statman *et al.* (2006), Griffin *et al.* (2007) e Menkhoff *et al.* (2013).

Tabela 6Testes para médias e medianas da variável *proxy* de participação de investidores individuais

	h1: $Q1 > Q2$		h1: $Q1 > Q3$		h1: $Q1 > Q4$	
	ON	PN	ON	PN	ON	PN
N	220	211	246	165	255	196
Paramétricos						
Teste <i>t</i>	5,51***	2,36***	4,86***	3,18***	1,66	0,29
Não-paramétricos						
Mood's median	11,09	15,40	10,67	21,03	5,74	16,03
Mann-Whitney	8650,00	12606,50	9720,50	9511,50	9156,00	11243,00***

Nota: Foram realizados três testes para verificar se houve diferença estatística para a *proxy* de pessoas físicas entre o $Q1$ e os outros quartis. Considerando que a divisão da amostra deste estudo foi feita por quartis, entende-se que os testes para mediana (não-paramétricos) são mais adequados. Os testes não-paramétricos apresentaram significância estatística a pelo menos 5% para todos os casos testados, indicando que o $Q1$ é estatisticamente diferente dos demais quartis quanto à participação de pessoas físicas nas empresas.

* significativo a 10%.

** significativo a 5%.

*** significativo a 1%.

Os resultados aqui expostos sugerem que uma possível explicação para a evidência empírica encontrada neste estudo é que os investidores institucionais possuem maior presença nas operações das ações de empresas com maior valor de mercado. As empresas com valor de mercado menor, por sua vez, sofrem uma maior influência dos investidores individuais. Estes indivíduos, viesados pelo excesso de confiança, tendem a operar mais após retornos positivos, explicando o porquê da relação positiva do retorno defasado sobre o *turnover* apenas para as ações *small-caps*.

5. Considerações Finais

Neste trabalho analisamos a relação existente entre retorno e volume negociado para o mercado brasileiro, utilizando como medida de volume o *turnover*. Seguimos a metodologia utilizada por Statman *et al.* (2006) para analisar esta relação. A literatura existente sugere a presença de uma relação positiva entre volume e retorno, na qual o segundo explicaria parcialmente o primeiro, mas não necessariamente o contrário. O fato de o volume ser explicado pelo retorno justifica a utilização da literatura sobre excesso de confiança, que afirma que primeiramente deve ocorrer um retorno positivo para em seguida o investidor ter seu nível de confiança elevado e passar a negociar com maior intensidade. No entanto, o principal resultado deste artigo enfatiza que o volume sofreu uma influência positiva do retorno apenas para as ações com baixo valor de mercado (*small-caps*), corroborando com Statman *et al.* (2006).

Apesar de a literatura de finanças tratar a respeito de uma forte relação positiva entre *turnover* e retorno desde a década de 1960 (Ying, 1966, Crouch, 1970, Clark, 1973, Karpoff, 1987), os resultados aqui obtidos para o contexto brasileiro indicam que esta relação existe, mas que é necessário classificar as empresas por valor de mercado, pois a observação empírica sugere que a relação entre *turnover* e retorno parece estar deixando de existir para as ações com maior valor de mercado. Uma possível explicação para estes resultados está relacionada com a participação de investidores individuais e institucionais nas ações. Percebemos que há uma maior participação de investidores individuais nas empresas pertencentes ao quartil contendo empresas com menor valor de mercado. Dessa forma, corroborando com Statman *et al.* (2006), Griffin *et al.* (2007) e Menkhoff *et al.* (2013), a relação positiva entre volume e retornos defasados, estatisticamente significativa para as ações com menor valor de mercado, pode ser explicada pela maior participação de investidores individuais nestes ativos. A crescente indústria de fundos, com gestores qualificados, pode estar eliminando o excesso de confiança do mercado de forma geral.

Referências

- Andersen, Torben G. 1996. Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility. *Journal of Finance*, **51**, 169–204.
- Bohl, Martin T., & Henke, Harald. 2003. Trading volume and stock market volatility: The Polish case. *International Review of Financial Analysis*, **12**, 513–525.
- Bollerslev, Tim. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**(3), 307–327.
- Brenner, Lyle A, Koehler, Derek J, Liberman, Varda, & Tversky, Amos. 1996. Overconfidence in probability and frequency judgments: A critical examination. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **65**, 212–219.
- Clark, Peter K. 1973. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica*, **41**, 135–155.
- Cooper, Michael. 1999. Filter rules based on price and volume in individual security overreaction. *Review of Financial Studies*, **12**, 901–935.



- Crouch, Robert L. 1970. The volume of transactions and price changes on the New York Stock Exchange. *Financial Analysts Journal*, **26**, 104–109.
- da Costa Jr., Newton, Goulart, Marco, Cupertino, Cesar, Macedo Jr., Jurandir, & Da Silva, Sergio. 2013. The disposition effect and investor experience. *Journal of Banking and Finance*, **37**(5), 1669–1675.
- de Medeiros, Otávio R, & Van Doornik, Bernardus F N. 2008. A Relação Empírica entre Dividendos, Volatilidade de Retornos e Volume de Negócios no Mercado de Ações Brasileiro. *Brazilian Business Review*, **5**(1), 1–17.
- Ferris, Stephen P, Haugen, Robert A, & Makhija, Anil K. 1988. Predicting contemporary volume with historic volume at differential price levels: Evidence supporting the disposition effect. *Journal of Finance*, **43**, 677–697.
- Gallo, Giampiero M, & Pacini, Barbara. 2000. The effects of trading activity on market volatility. *European Journal of Finance*, **6**, 163–175.
- Gervais, Simon, Kaniel, Ron, & Mingelgrin, Dan. 2001. The high-volume return premium. *Journal of Finance*, **56**, 877–919.
- Gigerenzer, Gerd, Hoffrage, Ulrich, & Kleinbölting, Heinz. 1991. Probabilistic mental models: a Brunswikian theory of confidence. *Psychological Review*, **98**, 506.
- Griffin, John M, Nardari, Federico, & Stulz, René M. 2007. Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from 46 countries. *Review of Financial studies*, **20**(3), 905–951.
- Hodrick, Robert J, & Prescott, Edward C. 1997. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, **29**(1), 1–16.
- Kahneman, Daniel, & Tversky, Amos. 1979. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, **47**(2), 263–291.
- Karpoff, Jonathan M. 1987. The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **22**(01), 109–126.

- Kimura, Herbert. 2003. Aspectos Comportamentais Associados às Reações do Mercado de Capitais. *RAE Eletrônica*, **2**(1), 1–14.
- Lakonishok, Josef, & Smidt, Seymour. 1986. Volume for winners and losers: Taxation and other motives for stock trading. *Journal of Finance*, **41**(4), 951–974.
- Lamoureux, Christopher G, & Lastrapes, William D. 1990. Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects. *Journal of Finance*, **45**(1), 221–229.
- Lo, Andrew W, & Wang, Jiang. 2000. Trading volume: definitions, data analysis, and implications of portfolio theory. *Review of Financial Studies*, **13**(2), 257–300.
- Mendes-da Silva, Wesley, & Yu, Abraham Sin Oih. 2009. Análise empírica do senso de controle: buscando entender o excesso de confiança. *Revista de Administração Contemporânea*, **13**(2), 247–271.
- Menkhoff, Lukas, Schmeling, Maik, & Schmidt, Ulrich. 2013. Overconfidence, experience, and professionalism: An experimental study. *Journal of Economic Behavior and Organization*, **86**(1), 92–101.
- Odean, Terrance. 1998. Are investors reluctant to realize their losses? *Journal of Finance*, **53**(5), 1775–1798.
- Shefrin, Hersh, & Statman, Meir. 1985. The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence. *Journal of Finance*, **40**(3), 777–790.
- Sims, Christop. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, **48**(1), 1–49.
- Statman, Meir, Thorley, Steven, & Vorkink, Keith. 2006. Investor overconfidence and trading volume. *Review of Financial Studies*, **19**(4), 1531–1565.
- Tsay, Ruey. 2010. *Analysis of financial time series*. 3 edn. New York: Wiley.
- Ying, Charles C. 1966. Stock market prices and volumes of sales. *Econometrica*, **34**, 676–685.

Apêndice

Função de Impulso e Resposta para $Q1$ e $Q4$

Este apêndice apresenta os resultados obtidos com a Função de Impulso e Resposta (FIR) completa para o primeiro e para o quarto quartil ($Q1$ e $Q4$) em termos de valor de mercado.

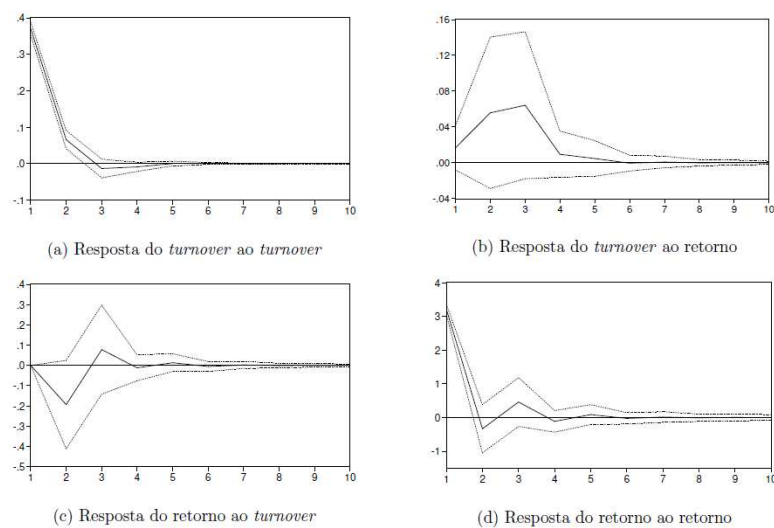
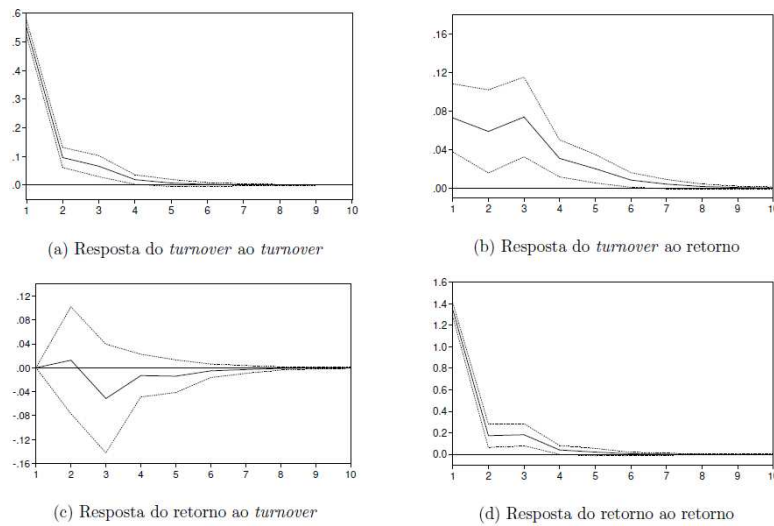


Figura A.1

FIR para $Q4$ (*large caps*) de 1995 até 2012

**Figura A.2**FIR para Q1 (*small caps*) de 1995 até 2012

Na Figura A.1 o *turnover* sofreu impacto positivo de sua própria série defasada por até três semanas, sendo que o mesmo ocorreu com a série de retorno, onde o impacto positivo durou por cerca de duas semanas. O impacto do retorno diante de choques no *turnover* não parece ter um sinal definido. Por fim, o choque do retorno no *turnover* apresentou resposta positiva por até seis semanas na FIR das *large-caps* pertencentes ao quarto quartil em valor de mercado. No entanto, o intervalo de confiança para a resposta do *turnover* ao retorno defasado contempla tanto valores positivos quanto negativos, o que inviabiliza afirmar que o *turnover* sofre choques positivos expressivos do retorno defasado.

Na Figura A.2 o *turnover* sofreu um impacto positivo de sua própria série por até cinco semanas, da mesma forma que ocorreu na série de retornos, onde o impacto positivo também durou cerca de cinco semanas. Na Figura A.2, a resposta do retorno a um choque no *turnover* não mostrou sinal definido. Finalmente, a resposta do *turnover* a um choque no retorno sofreu um impacto positivo que durou por cerca de oito semanas, sem que o intervalo de confiança entrasse no campo negativo da figura.