

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Eraldo de Lima Pinheiro Junior

Risco Idiossincrático e Retorno no Mercado Acionário
Brasileiro: Uma Análise com Modelo de Fator Dinâmico
Generalizado

São Paulo

2021

Eraldo de Lima Pinheiro Junior

Risco Idiossincrático e Retorno no Mercado Acionário
Brasileiro: Uma Análise com Modelo de Fator Dinâmico
Generalizado

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de bacharel em ciências econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Marcio Issao Nakane

São Paulo

2021

Agradecimentos

Ao meu pai, que antes de partir doou cada pedaço de si à sua família.

À minha mãe, que foi a pedra fundamental na minha educação. Sem ela, nada disso seria possível.

Às minhas irmãs e meu irmão, que sempre me fizeram sentir que o caminho vale a pena.

Aos meu orientador, Marcio Issao Nakane, pelo suporte e direcionamento durante o desenvolvimento deste trabalho.

Por fim, à Universidade de São Paulo, pela formação de excelência que me foi entregue ao longo de todos esses anos. Foi um imenso aprendizado que levarei para toda a vida.

Resumo

Esta monografia busca investigar a relação entre o risco idiossincrático de um conjunto de ações e o seus retornos esperados. Para atingir esse objetivo, utilizou um modelo de fator dinâmico generalizado para obter o componente idiossincrático das volatilidades dos retornos, como proposto por Barigozzi e Hallin (2015). Essa variável foi adicionada a regressões *cross section*, em conjunto com outras variáveis de controle como beta, valor de mercado, *momentum* e liquidez. Adicionalmente, os resultados foram comparados com aqueles obtidos pelo Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992), modelo utilizado em estudos anteriores sobre o tema. A comparação indicou que o modelo de fator dinâmico generalizado consegue reproduzir bem fatores de risco comuns a um conjunto de ativos. Os resultados das regressões mostraram que a volatilidade idiossincrática foi significativa e positivamente correlacionada com os retornos dos ativos, indicando que o risco específico é remunerado pelo mercado, ao contrário do proposto pelo CAPM. As evidências encontradas poderão contribuir para o debate acerca da importância do risco idiossincrático no mercado acionário brasileiro, trazendo implicações para a gestão de carteiras.

Palavras-Chave: Risco Idiossincrático, Modelo de Fator Dinâmico Generalizado.

JEL: C38, G12.

Abstract

This monography seeks to investigate the relationship between the idiosyncratic risk of a set of stocks and their expected returns. To fulfil this objective, it used a generalized dynamic factor model to obtain the idiosyncratic component of return volatilities, as proposed by Barigozzi e Hallin (2015). This variable was added to cross-section regressions, together with other control variables such as beta, market value, momentum and liquidity. Additionally, the results were compared with those obtained by the Three Factor Model from Fama e French (1992), a model used in previous studies about the subject. The comparison indicated that the dynamic generalized factor model can reproduce common risk factors satisfactorily. The regression results showed that the idiosyncratic volatility was significant and positively correlated with the stock returns, indicating tha the specific risk is remunerated by the market, as opposed to the proposed by the CAPM. The evidences found can contribute to the debate about the importance of the idiosyncratic risk in the brazilian stock market, bringing implications to portfolio management.

Keywords: Idiosyncratic Risk, Dynamic Generalized Factor Model.

JEL Codes: C38, G12.

Sumário

| | |
|--|-----------|
| 1 Introdução | 6 |
| 2 Revisão da Literatura | 9 |
| 3 Metodologia e Descrição dos Dados | 15 |
| 3.1 Estimação das Volatilidades Idiossincráticas | 15 |
| 3.2 Volatilidade Idiossincrática no Modelo de Três Fatores | 22 |
| 3.3 Regressões dos Retornos | 25 |
| 4 Resultados | 28 |
| 5 Discussão | 31 |
| 6 Conclusões | 33 |
| 7 Referências | 35 |
| Anexo | 38 |

1 Introdução

A volatilidade dos ativos sempre foi ponto de atenção dos investidores, sendo pedra angular nas decisões de alocação de carteira. O primeiro referencial teórico de finanças amplamente estabelecido, o CAPM de Sharpe (1964) e Lintner (1965), mostrou que o retorno de um ativo está diretamente relacionado com o seu risco sistemático, ou seja, a parcela da volatilidade que é relacionada a fatores de mercado, uma vez que esse seria um risco não diversificável. Já o risco idiossincrático, aquele que é específico de um ou poucos ativos, não deveria ser remunerado, já que poderia ser eliminado via diversificação eficiente. Em equilíbrio, todos investidores com preferências homogêneas portariam a carteira de mercado, que minimiza o risco específico.

Contudo, estudos posteriores, como os de Malkiel (2003) e Fu (2009), trouxeram evidências de que a volatilidade poderia exercer influência sobre os retornos dos ativos. O principal motivo é que, para os resultados previstos pelo CAPM se verificarem, é necessário que quase todos os investidores possam portar a carteira de mercado. Se um grupo de investidores, por alguma razão exógena, não puder portar esta carteira, então o restante dos investidores também não poderá fazê-lo. Dessa forma, o risco idiossincrático também será precificado de modo a compensar investidores racionais por uma inabilidade do público geral de realizar uma diversificação eficiente.

Para o caso brasileiro, diversos autores procuraram investigar a relação entre os padrões de volatilidade idiossincrática e retornos de ações, com destaque para os trabalhos de Mendonça et al. (2012) e Galdi, José, e Securato (2007).

Por ser um componente que não é diretamente observável, o risco idiossincrático de um ativo pode ser estimado de diversas maneiras. Entre as metodologias possíveis, destaca-se a utilização do Modelo de Fator Dinâmico, que decompõe um dado conjunto de variáveis em dois componentes não observáveis: um componente comum, oriundo de choques comuns a todas as variáveis do sistema, e um componente residual idiossincrático, que reflete fatores específicos de uma ou poucas séries. No presente contexto, o Modelo de Fator Dinâmico se mostra útil para distinguir os

movimentos de ativos relacionados a fatores de mercado.

O objetivo deste trabalho é investigar, para o caso brasileiro, a relação entre o risco idiossincrático de uma ação, ou seja, a parcela da volatilidade que não está relacionada a fatores de mercado, e o seu retorno. Para isso serão realizadas regressões *cross-section* dos retornos de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo contra as respectivas volatilidades idiossincráticas, controlando para outros fatores importantes para a teoria de finanças, como valor de mercado, beta, razão *book-to-market*, etc.

A hipótese inicial é de que ações com maior risco específico possuem maiores retornos esperados. Subjacente à esta hipótese está a suposição de que os investidores, por motivos exógenos, não conseguem portar a carteira de mercado e, portanto, o risco idiossincrático deve ser precificado.

A estimação da volatilidade idiossincrática será feita por meio de um Modelo de Fator Dinâmico Generalizado (*Generalized Dynamic Factor Model*, GDFM na sigla em inglês), do modo proposto por Forni et al. (2000) e Forni e Lippi (2001). O GDFM difere do Modelo de Fator Dinâmico tradicional ao relaxar a hipótese de ortogonalidade entre os componentes idiossincráticos das séries. Adicionalmente, os resultados do GDFM serão comparados com aqueles previstos pelo conhecido Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992), modelo este utilizado em diversos estudos para obtenção da parcela de volatilidade não relacionada com fatores de mercado. O objetivo da comparação é investigar se o GDFM é consistente em sintetizar fatores de risco comuns.

Embora haja estudos brasileiros que investigaram a relação entre o risco idiossincrático e o retorno de ativos, a maior parte deles se concentra na década passada, com a literatura recente tendo pouca ou nenhuma evidência sobre como essa relação se manteve nos últimos anos. Além disso, o presente trabalho é o primeiro a utilizar o DGFM para obter uma medida de risco idiossincrático, permitindo avançar em uma metodologia ainda inexplorada em finanças, complementando estudos anteriores.

Fu (2010) encontra evidências de que a relação positiva entre risco idiossincrático e retorno de ações é significativamente mais forte em ações que são negociadas mais

comumente por investidores individuais. Logo, o risco idiossincrático seria cada vez mais relevante a medida que aumenta a participação desse perfil nas bolsas de valores. No Brasil, a quantidade de investidores pessoa física em renda variável cresceu seis vezes entre 2016 e 2020.¹ Logo, é provável que o risco idiossincrático no mercado brasileiro tenha aumentado significativamente na última década, justificando uma análise aprofundada do período. Além disso, a relevância de um fator de risco para explicar os retornos de ativos têm implicações diretas na gestão de carteiras, sendo assunto particularmente importante para profissionais do mercado financeiro.

Dito isto, o presente trabalho se estrutura da seguinte forma. A próxima seção traz uma revisão da literatura sobre a influência de fatores de risco na especificação de ativos, em especial o risco idiossincrático. A terceira sessão detalha os dados utilizados e a metodologia empregada, bem como as medidas de volatilidade estimadas. A quarta sessão apresenta os resultados do estudo. A quinta seção discute os resultados e compara com as principais evidências da literatura estabelecida. A sexta sessão, por fim, encerra com as conclusões do estudo.

¹Disponível em http://www.b3.com.br/pt_br/noticias/investidores.htm.

2 Revisão da Literatura

Os fatores de risco determinantes para os retornos de um ativo são amplamente discutidos na literatura financeira. O primeiro referencial teórico amplamente difundido sobre o assunto é o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) de Sharpe (1964) e Lintner (1965). O principal resultado do modelo é que, em equilíbrio, o retorno de um ativo depende somente da sua correlação com o risco do mercado como um todo (risco sistemático), uma vez que todo o risco específico pode ser eliminado por meio de uma diversificação eficiente. Logo, o risco (ou volatilidade) idiossincrático, ou seja, a parcela do risco dos ativos que está relacionada unicamente a fatores específicos, não teria influência alguma sobre os retornos esperados.

Diversos estudos posteriores trouxeram evidências de que o risco sistemático não é único determinante dos retornos. Destacam-se os trabalhos de Banz (1981), Bhandari (1988) e Basu (1983). Banz (1981) procurou analisar a relação entre o retorno de uma ação e seu tamanho, e encontrou que o valor de mercado das empresa é relevante para explicar o seu desempenho. Bhandari (1988) mostrou uma correlação positiva entre o endividamento de uma empresa, medido pela razão entre dívida financeira e o ativo total, e o retorno esperado de suas ações. Basu (1983), por sua vez, utilizou o indicador *price-to-earnings ratio* (P/E , preço da ação sobre o lucro da empresa) para explicar o desempenho de 1400 empresas cobrindo o período entre 1956 e 1971, e verificou que empresas com um baixo P/E possuem um rendimento superior às aquelas com alto P/E .

Esses autores serviram de base para o influente estudo de Fama e French (1992), que desenvolveram um Modelo de Três Fatores para investigar os principais fatores de risco associados aos retornos das ações. Além do retorno de mercado, variável tradicional desde o CAPM, os autores também incluíram o retorno de uma variável calculada como a média dos retornos de carteiras de ações de pequenas empresas menos a média dos retornos de carteiras de ações de empresas grandes, chamada de *small minus big*, e uma variável definida como a diferença de retornos de carteiras formadas por empresas com altos e baixos índices *book-to-market* (B/M), chamada de *high minus low*. Segundo os autores, estas carteiras procuram sintetizar fatores

de risco comuns para os retornos das ações, uma vez que o valor de mercado e a razão *book-to-market* estão relacionados com a lucratividade, e portanto com os fundamentos, das empresas. Segundo Fama e French (1995), a razão *book-to-market* é relacionada com propriedades persistentes dos lucros: um alto B/M (um baixo preço relativo ao patrimônio líquido) indica um baixo retorno ao patrimônio líquido da empresa, e vice-versa. Ou seja, baixo B/M é uma característica típica de empresas com elevados retornos ao capital, enquanto um alto B/M está tipicamente relacionado com empresas menos lucrativas. Já o valor de mercado é positivamente relacionado com os retornos: empresas maiores tendem a ter um maior retorno sobre o patrimônio líquido. Utilizando dados da NYSE, AMEX e NASDAQ de 1963 a 1991, Fama e French (1992) concluem que, além do beta, o fator tamanho e o *book-to-market* são ambos explicativos dos retornos, indicando que o Modelo de Três Fatores é superior ao CAPM para explicar os ganhos médios das ações.

Alguns autores realizaram análises semelhantes para o caso brasileiro. Malaga e Securato (2004), aplicam o modelo de Fama e French (1992) em todas as ações listadas na Bolsa de Valores do Estado de São Paulo - BOVESPA - entre 1995 e 2003 e também concluíram que o modelo é superior ao CAPM para explicar os retornos das ações, com todos os três coeficientes sendo significantes. Resultado similar foi obtido por Costa Jr e Neves (2000), que também adicionaram como variável explicativa a razão preço/lucro. Apesar de as variáveis adicionais aumentarem o poder de predição dos modelos, o beta continuou sendo o principal fator explicativo da relação risco-retorno.

Outros fatores são mencionados na literatura como influenciadores dos retornos de ações. Jegadeesh e Titman (1993), utilizando retornos de papéis listados na NYSE e AMEX, analisam diversas estratégias de negociação entre 1965 e 1989. Entre os resultados, destaca-se a evidência de que estratégias que comprem ações que performaram bem nos últimos meses e vendem papéis que performaram mal geram retornos positivos em relação às demais estratégias. Esse efeito de ações ganhadoras continuarem gerando retornos positivos nos períodos subsequentes ficou conhecido na literatura como *momentum*. Lacerda (2007), cobrindo o período de 1987 a 2006,

encontra um efeito *momentum* positivo de cerca de 3 meses no mercado brasileiro.

Um fator de risco que tem ganhado a atenção da literatura, e é o objeto de estudo deste trabalho, é a volatilidade idiossincrática, que pode ser definida como a parcela do risco do ativo que não é relacionada com fatores comuns de mercado. De acordo com o CAPM, o risco idiossincrático não deveria ser remunerado, uma vez que pode ser completamente eliminado por meio de diversificação eficiente. Contudo, Malkiel (2003) argumentam que a irrelevância da volatilidade idiossincrática para explicar os retornos esperados, como apontado pelo CAPM, é válida somente se todos os investidores puderem portar a carteira de mercado, o que é improvável de se verificar na realidade. Se um grupo de investidores, por alguma razão exógena, não puder portar a esta carteira, então o restante dos investidores também não poderá fazê-lo. Logo, o risco idiossincrático também será precificado de modo a compensar investidores racionais por uma inabilidade do público geral de portar o portfólio de mercado. De acordo com os autores, entre os principais motivos práticos para a invalidade do CAPM destacam-se: (i) custos de transação, que impedem os indivíduos de portar grandes quantidades de ativos em suas carteiras; (ii) alguns traders e *market makers* costumam deter grandes posições em ativos individuais, e (iii) há um grande número de fundos de pensão e fundos mútuos que gerenciam carteiras de maneira ativa, de modo a buscar ativos sobrevalorizados, possibilitando obter maiores taxas de performance e gerenciamento. A partir de uma análise dos mercados acionários americano e japonês, e controlando para fatores como tamanho, *book-to market ratio* e liquidez, os autores mostram que o risco idiossincrático foi mais relevante do que o beta ou a variável de tamanho para explicar a *cross-section* dos retornos esperados.

Fu (2009) para o caso norte-americano, e Mendonça et al. (2012) para o caso brasileiro, utilizando a volatilidade dos resíduos do Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992) como proxy para a volatilidade idiossincrática, e controlando para outros fatores, como tamanho e liquidez, encontram evidências de que o risco idiossincrático é positivamente correlacionado com os retornos das ações da amostra. Resultados similares foram encontrados por Kotiaho (2010) utilizando dados refer-

entes à ações negociadas na NYSE, AMEX e NASDAQ entre 1971 e 2008.

Angelidis (2010), por outro lado, analisa a volatilidade idiossincrática de 24 economias emergentes e encontra uma relação negativa entre esse componente e o retorno de mercado. Além disso, conclui que a parcela do total da volatilidade que é atribuída a fatores específicos de ativos individuais é menor em mercados emergentes do que em economias desenvolvidas, provavelmente por estas últimas possuírem mercados mais desenvolvidos e eficientes.

Goyal e Santa-Clara (2003) encontraram uma relação positiva entre a variância média de uma amostra de ações e os retornos de mercado do período seguinte, cobrindo o horizonte de 1962 a 1999. Os autores mostram que o componente mais relevante da variância média é idiossincrático e, portanto, o risco idiossincrático agregado seria um preditor de retornos futuros do mercado como um todo. Contudo, Wei e Zhang (2005) mostraram que este resultados são influenciados pelos dados da década de 1900, e não se sustentam em outros períodos. Análise similar para o caso brasileiro foi feita por Galdi, José, e Securato (2007), que também não encontraram significância na relação entre risco idiossincrático e retornos futuros.

Há diversas maneiras de se estimar a volatilidade idiossincrática de um ativo. Mendonça et al. (2012) e Fu (2009), por exemplo, aplicam um modelo *exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity* (EGARCH) a partir dos resíduos do modelo de Três Fatores de Fama e French (1992) para obter a volatilidade condicional desses resíduos como proxies da volatilidade idiossincrática. Já Goyal e Santa-Clara (2003), Wei e Zhang (2005) e Galdi, José, e Securato (2007), utilizam a variância média de um conjunto de ações, argumentando que a maior parte desta variância é idiossincrática.

Contudo, como exposto em Barigozzi e Hallin (2015), tais análises se apoiam exclusivamente nos aspectos comuns e idiossincráticos dos retornos, implicitamente considerando que a volatilidade idiossincrática segue o mesmo padrão que o retorno idiossincrático, o que não é necessariamente verdade. Mesmo a volatilidade idiossincrática pode conter um componente *market-driven*. De fato, Galdi, José, e Securato (2007) encontram uma forte correlação positiva entre a medida de volatilidade id-

idiossincrática e a volatilidade do portfolio diversificado utilizado, indicando que pode haver um forte componente de mercado no risco específico. A seção 3.2 detalha esse ponto com mais clareza.

Além disso, modelos paramétricos como o EGARCH sofrem do problema de dimensionalidade: a medida que o número de ativos aumenta, assim como a quantidade de parâmetros a serem obtidos, a estimação rapidamente torna-se inviável. Por fim, por relacionarem as variáveis apenas de forma contemporânea, os modelos não exploram por completo a natureza temporal do problema.

Nesse sentido, mostra-se útil a utilização de um modelo de fator dinâmico generalizado (DGFM na sigla em inglês), proposto por Forni et al. (2000) e Forni e Lippi (2001). O modelo pode ser resumido da seguinte forma. Dado um painel com um grande número de variáveis x_{it} , assume-se que o movimento comum entre os x_{it} 's pode ser representado por um pequeno número de *choques comuns*, de tal forma que cada x_{it} seja a soma de um *componente comum*, que depende exclusivamente dos choques comuns, e um componente residual chamado *componente idiossincrático*.

Vários trabalhos já aplicaram o DGFM em diferentes contextos, geralmente com interesse principal na obtenção dos componentes comuns das séries. Altissimo et al. (2001), por exemplo, utilizam um painel com 951 séries para construir um indicador coincidente mensal do ciclo de negócios para Zona do Euro. Cristadoro et al. (2005), por sua vez, obtêm um indicador de núcleo de inflação para a Zona do Euro aplicando uma decomposição espectral aos componentes comuns estimados pelo DGFM. Uma aplicação para o caso brasileiro foi feita por Machado, Nadal, e Kawaoka (2020). Barigozzi e Hallin (2015) utilizam o DGFM em um painel com as 100 ações que compõem o Standard & Poor's 100 (S&P 100) para decompor a volatilidade dos retornos em componentes comuns e idiossincráticos. A principal conclusão dos autores é que uma proporção não negligível das volatilidades de mercado dos retornos origina-se das volatilidades dos componentes idiossincráticos dos retornos. Ou seja, mesmo o risco de mercado dos papéis possui uma parcela de risco específico.

Apesar das diferentes aplicações do DGFM, o presente trabalho parece ser o primeiro

a utilizar tal modelo para uma análise do risco idiossincrático no Brasil.

3 Metodologia e Descrição dos Dados

A investigação neste trabalho se dará em duas etapas. Na primeira, são estimadas as volatilidades idiossincráticas a partir de um modelo de fator dinâmico generalizado (descrito a seguir). Adicionalmente, estima-se uma outra variável de volatilidade por meio do Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992), de modo similar à Mendonça et al. (2012) e Fu (2009). Na segunda etapa, analisa-se a relação entre o retorno das ações e as medidas de volatilidade obtidas.

Serão utilizados dados referentes à 94 empresas brasileiras de capital aberto negociadas na bolsa de valores de São Paulo (BOVESPA), cobrindo o período amostral de janeiro de 2010 a dezembro de 2020. A fonte dos dados será a Bloomberg, que fornece indicadores financeiros para todas as empresas listadas em bolsa. A escolha do período amostral se dá de modo a maximizar a relação entre o tamanho do período amostral e número de observações em corte transversal. Por exemplo, se os anos anteriores a 2010 forem incluídos na análise, apenas 73 empresas terão dados disponíveis para todo o período. Além disso, foram excluídas da amostra as empresas cujos dados não estavam disponíveis em mais de 100 dias no período. A tabela 1 do anexo mostra o perfil setorial das empresas selecionadas.

3.1 Estimação das Volatilidades Idiossincráticas

Para a estimação da volatilidade idiossincrática, será utilizada a metodologia proposta por Barigozzi e Hallin (2015), que utilizam uma versão *one-sided* do modelo de fator dinâmico generalizado (DGFM na sigla em inglês) desenvolvido por Forni et al. (2000) e Forni e Lippi (2001).

No DGFM, cada variável é representada como a soma de dois componentes ortogonais não-observáveis: o “componente comum” e o “componente idiossincrático”. O componente comum é conduzido por um pequeno número q de “fatores” ou “choques”, comuns a todas as variáveis do sistema, mas possivelmente incorporados com diferentes defasagens temporais. Em contraste, o componente idiossincrático responde por fatores específicos a poucas variáveis.

Formalmente, seja $Y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt}]$ um vetor contendo N séries temporais. Assumindo as hipóteses de identificação usuais do DGFM explícitas em Forni et al. (2000), Y_t é dito admitir uma representação por fator dinâmico com q fatores, sendo decomposto, para todo i e t , em:

$$Y_{it} =: X_{it} + Z_{it} =: \sum_{k=1}^q b_{ik}(L)u_{kt} + Z_{it}, \quad (3.1)$$

onde X_{it} é o componente comum, Z_{it} é o componente idiossincrático e u_{kt} são os choques comuns, transformados em componentes comuns por meio dos operadores de defasagem $b_{ik}(L)$, $k \in [1, q]$. No presente trabalho, Y_{it} denota os retornos diários dos ativos. Logo, X_{it} pode ser interpretado como o “componente de mercado” dos retornos.

Para encontrar o número de choques comuns (q), é utilizado o procedimento proposto por Forni et al. (2000). Primeiro, estima-se a matriz de densidade espectral dos retornos, denotada por $\hat{\Sigma}_{Y;n}(\theta)$. Então, aplica-se a decomposição de componentes principais dinâmicos, do modo proposto por Brillinger (1981). Para cada frequência do espectro, computa-se os autovalores e autovetores de $\hat{\Sigma}_{Y;n}(\theta)$. Ordenando os autovalores em ordem decrescente em cada frequência e coletando os valores correspondentes em diferentes frequências, define-se a função autovalor $\lambda_j(\theta)$. A razão:

$$p_j = \int_{-\pi}^{\pi} \lambda_j(\theta) d\theta / \sum_{j=1}^n \lambda_j(\theta) d\theta \quad (3.2)$$

representa a contribuição do j -ésimo componente principal para a variação total do sistema. O número de choques comuns q é escolhido ao requerer um quantidade mínima de variância explicada. Precisamente, define-se $p_q > 0.1$ e $p_{q+1} < 0.1$. Com isso, encontra-se $q = 1$, em linha com o encontrado por Barigozzi e Hallin (2015) para o mercado americano.

Para o cálculo dos componentes comum e idiossincrático, retornos diários das empresas da amostra considerada são calculados utilizando a variação em logaritmo do preço diário de fechamento.

A figura 1 mostra a série diária dos choques comuns aos retornos, bem como sua suavização de kernel com largura de banda de 20 dias úteis. É possível identificar períodos de maior volatilidade: os últimos meses de 2014, refletindo a incerteza do período eleitoral daquele ano; o primeiro semestre de 2016, com o acirramento da crise política; e mais recentemente o forte choque causado pela pandemia da Covid-19 em 2020.

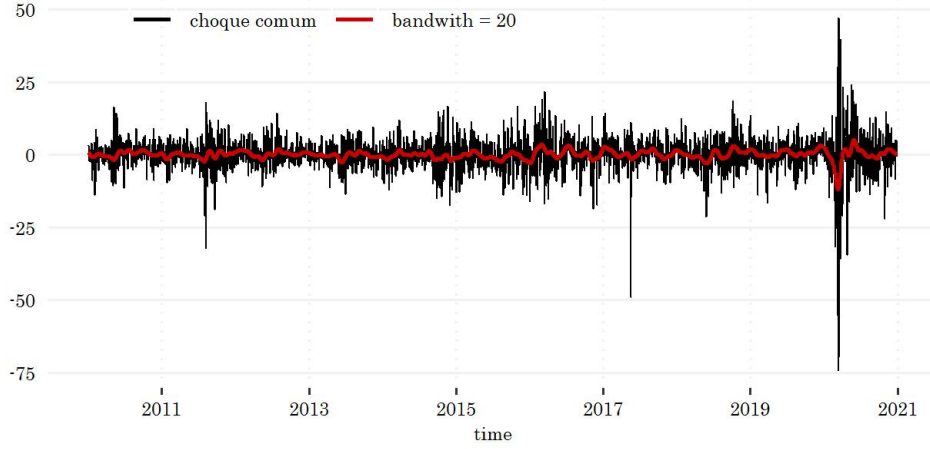


Figura 1: Choques comuns aos retornos, 2010 a 2020

Ainda segundo Barigozzi e Hallin (2015), é possível calcular a contribuição dos choques de mercado para a variação total dos retornos como a razão entre a soma das variâncias dos componentes comuns X_i 's e a soma das variâncias dos retornos observados, ou seja:

$$R_Y^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (X_{it}^T)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (Y_{it}^T)^2}$$

No presente caso, encontra-se $R_Y^2 \approx 0.22$: a variação dos componentes comuns dos retornos responde por cerca de 22% da variação total dos retornos no período considerado. Barigozzi e Hallin (2015) obtêm um R_Y^2 de 36% para os EUA no período de 2000 a 2013. Esse é um indicativo que o retorno no mercado acionário brasileiro é mais afetado por fatores idiossincráticos do que o mercado americano.

A mesma razão pode ser calculada para cada ação individual e para cada dia es-

pecífico da seguinte forma:

$$R_{Y_i}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (X_{it}^T)^2}{\sum_{t=1}^T (Y_{it}^T)^2}$$

e

$$R_{Y_t}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{it}^T)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_{it}^T)^2},$$

respectivamente.

A figura 2 mostra a evolução do $R_{Y_t}^2$, a proporção da variância dos retornos que é explicada pela variação dos componentes comuns no período t . Através da média móvel de 80 dias é possível observar o crescimento da importância dos componente comum entre o início de 2010 e meados de 2011, e então uma contínua queda até o início de 2013, quando volta a crescer até atingir um pico ao fim de 2014. A série parte de seu mínimo no segundo trimestre de 2015 e a partir de então mostra uma tendência de crescimento até fins de 2018, quando permanece estável até o início de 2020. A série atinge seu maior valor no primeiro semestre de 2020, com o choque causado pela pandemia de Covid-19 sendo o fator dominante na variação dos retornos dos ativos. Nesse último período, o componente comum chegou a ser responsável por mais de 50% da variabilidade dos retornos em alguns meses.

À primeira vista, poderia-se dizer que estimativas consistentes das volatilidades idiossincráticas (ou não-sistemáticas) poderiam ser obtidas através de medidas de variabilidade de Z_{it} (como desvio padrão ou log-variância). De fato, a maioria dos estudos sobre risco idiossincrático se apoia exclusivamente nos aspectos comuns e idiossincráticos do processo Y_t (ver, por exemplo, Mendonça et al 2012). Contudo, tal análise se baseia na suposição de que os componentes comuns das volatilidades dos retornos coincidem com as volatilidades dos componentes comuns dos retornos. Barigozzi e Hallin (2015) demonstram que tal suposição não necessariamente é verdadeira. Não há motivo para as volatilidades dos retornos exibirem o mesmo padrão comum/idiossincrático que os retornos em nível. É possível que a volatilidade do componente idiossincrático dos retornos também seja afetada por choques de mer-

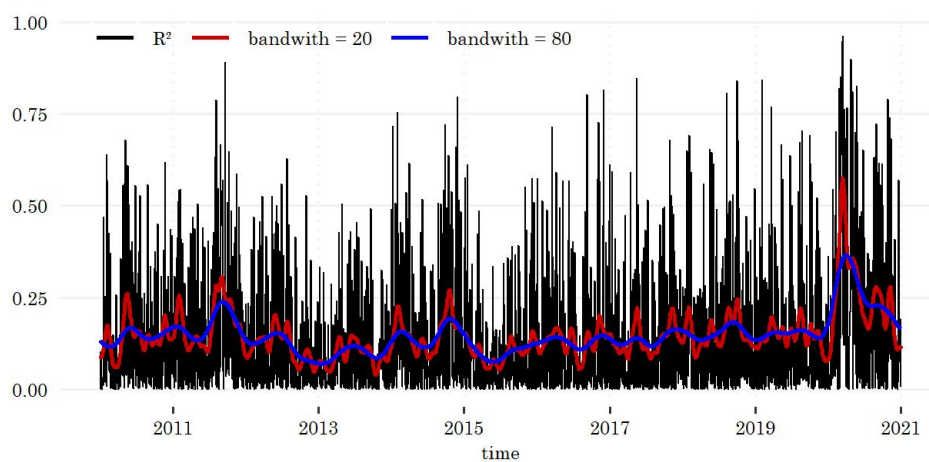


Figura 2: Série temporal da proporção da variância dos retornos explicada pelo componentes comuns

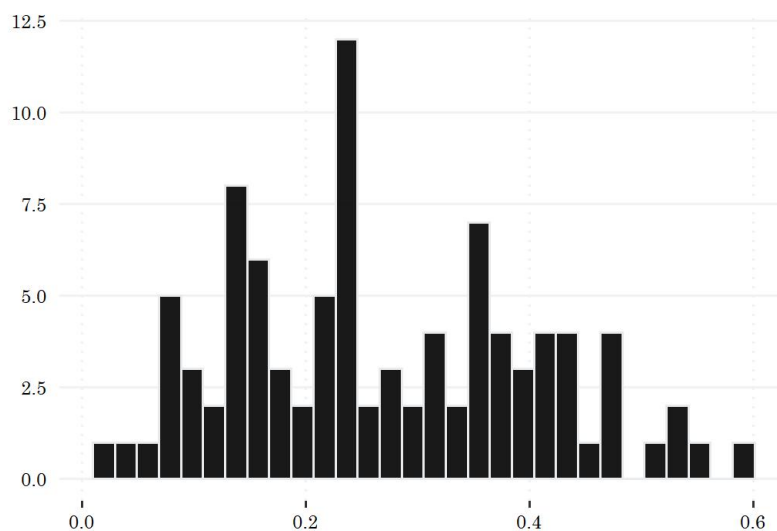


Figura 3: Histograma da proporção da variância dos retornos explicada pelo componentes comuns

cado e que a volatilidade do componente de mercado dos retornos seja afetado por fatores específicos.

Formalmente, sejam s_{it} e w_{it} proxies de volatilidade de X_{it} e Z_{it} , respectivamente. Assumindo mais uma vez as hipóteses usuais do DGM, tem-se que s_{it} e w_{it} admitem uma representação por modelo de fator generalizado dinâmico, de modo que:

$$s_{it} = \chi_{\eta;it}^s + \xi_{\eta;it}^s = \sum_{k=1}^Q d_{\eta;ik}^s(L) \varepsilon_{kt} + \xi_{\eta;it}^s, \quad (3.3)$$

$$w_{it} = \chi_{\eta;it}^w + \xi_{\eta;it}^w = \sum_{k=1}^Q d_{\eta;ik}^w(L) \varepsilon_{kt} + \xi_{\eta;it}^w, \quad (3.4)$$

com $\max(q_s, q_w) \leq Q \leq q_s + q_w$.

As expressões (3.3) e (3.4) podem ser reescritas como:

$$s_{it} = \phi_{s;it} + \psi_{s;it} + \zeta_{s;it} + \xi_{\eta;it}^s, \quad i \in \mathbb{N}, \quad t \in \mathbb{Z} \quad (3.5)$$

$$w_{it} = \phi_{w;it} + \psi_{w;it} + \zeta_{w;it} + \xi_{\eta;it}^w, \quad i \in \mathbb{N}, \quad t \in \mathbb{Z}, \quad (3.6)$$

Os componentes $\phi_{s;it}$ e $\phi_{w;it}$ são chamados componentes fortemente comuns, no sentido que eles são liderados por choques comuns tanto a s quanto a w . Já os componentes $\psi_{s;it}$ e $\psi_{w;it}$ são chamados de fracamente comuns: os choques são comuns às variáveis contidas em w ou s , mas não ambos. O mesmo se aplica a $\zeta_{s;it}$ e $\zeta_{w;it}$, componentes fracamente idiossincráticos, que são não-sistemáticos em apenas um dos blocos s e w . Por fim, $\xi_{\eta;it}^s$ e $\xi_{\eta;it}^w$ são fortemente idiossincráticos.

Com exceção de $\xi_{\eta;it}^s$ e $\xi_{\eta;it}^w$, todos os componentes em (3.4) e (3.5) são de alguma forma liderados por componentes comuns. Logo, para expurgar completamente os componentes de mercado das volatilidades dos ativos, faz-se necessário obter $\xi_{\eta;it}^s$ e $\xi_{\eta;it}^w$. Portanto, não há apenas uma, mas sim duas fontes de volatilidade idiossincrática: a parcela relacionada à volatilidade do componente comum dos retornos, e aquela associada à volatilidade do componente idiossincrático dos retornos.

Importante notar que no caso em que $q_s = q_w$, (3.5) e (3.6) reduzem-se a:

$$s_{it} = \phi_{s;it} + \xi_{\eta;it}^s = \chi_{\eta;it}^s + \xi_{\eta;it}^s, \quad (3.7)$$

$$w_{it} = \phi_{w;it} + \xi_{\eta;it}^w = \chi_{\eta;it}^w + \xi_{\eta;it}^w, \quad (3.8)$$

ou seja, os componentes fracamente comuns e fracamente idiossincráticos dissipam-se, e a decomposição por DGFM pode ser feita do mesmo modo que em (3.1).

Além disso, em (3.1) o componente comum dos retornos no presente caso é influenciado por apenas um choque comum ($q = 1$). Logo, $\xi_{\eta;it}^s$ torna-se desprezível e, portanto, sem prejuízo para os passos seguintes, o único componente idiossincrático considerado nas estimações é $\xi_{\eta;it}^w$.

A série w_{it} é uma proxy de volatilidade do componente idiossincrático dos retornos, sendo definida como $w_{it} = \log(Z_{it}^2)$. A transformação logarítmica permite diminuir a assimetria de Z_{it}^2 e tratá-lo como um processo aditivo. Para obter $\xi_{\eta;it}^w$, é realizado o mesmo procedimento da seção anterior: estima-se a matriz de densidade espectral de w_{it} , denotada por $\hat{\Sigma}_{w;n}(\theta)$ e por meio de decomposição de componentes principais dinâmicos obtêm-se a razão definida em (3.2), impondo a condição $p_{q_w} > 0.1$ e $p_{q_w+1} < 0.1$.

Contudo, como pode ser visto na figura 4, os maiores autovalores não respondem por mais que 6% da variância total do sistema de w_{it} . Portanto, de acordo com a condição utilizada neste estudo, há evidências de que o componente comum $\phi_{w;it}$ é bastante pequeno ou insignificante. Logo, pode-se simplificar (3.7) e (3.8) da seguinte forma:

$$s_{it} = \phi_{s;it}, \quad (3.9)$$

$$w_{it} = \xi_{\eta;it}^w, \quad (3.10)$$

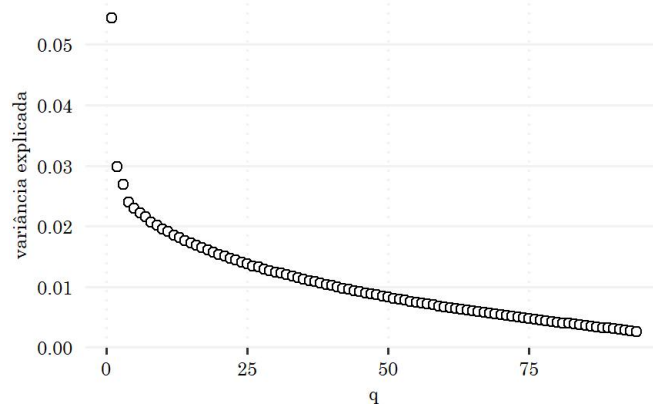


Figura 4: Proporção da variação do sistema explicada por cada componente principal dinâmico de w_{it}

Ou seja, s_{it} é totalmente comum, enquanto w_{it} é (quase) puramente idiossincrático. Esse resultado contrasta com o encontrado por Barigozzi e Hallin (2015), que mostra que cerca de 17% da volatilidade do componente idiossincrático dos retornos do S&P 500 é liderada por um único choque comum. Mais uma vez, pode ser um indicativo de que o mercado acionário brasileiro é mais afetado por fatores de risco idiossincráticos que o mercado americano.

Portanto, para os testes da seção 3.2 será utilizada como variável de volatilidade idiossincrática o desvio padrão de Z_{it} , ou seja:

$$\phi_{it} = \frac{1}{T_j} \sum_{i=1}^{T_j} Z_{it}^2, \quad (3.11)$$

onde T_j é o número de dias úteis do mês j .

A escolha do desvio padrão do resíduo do Modelo de Fator Dinâmico Generalizado ocorre como medida de volatilidade idiossincrática se dá de modo a compatibilizar a variável com aquela resultante do Modelo de Três Fatores, descrito a seguir.

3.2 Volatilidade Idiossincrática no Modelo de Três Fatores

Com o objetivo de comparar os resultados obtidos através do Modelo de Fator Dinâmico Generalizado, nesta seção será estimada uma proxy de volatilidade idiossincrática por meio do amplamente difundido Modelo de Três Fatores de Fama e

French (1992), de modo similar à Mendonça et al. (2012) e Fu (2009). Os resultados aqui obtidos serão utilizados, em conjunto com as variáveis estimadas na seção anterior, para investigar as relações de interesse na próxima seção.

O Modelo de Três Fatores é expresso pela equação a seguir:

$$R_{i\tau} - r_\tau = \alpha_i + \beta_{1;i}(R_{m\tau} - r_\tau) + \beta_{2;i}SMB_\tau + \beta_{3;i}HML_\tau + \epsilon_{i\tau}, \quad (3.12)$$

onde τ representa o dia útil. $R_{i\tau}$ é o retorno da ação i no dia τ e r_τ a taxa de livre de risco, medida aqui como a taxa de depósito interfinanceiro de 1 dia (CDI). $(R_{m\tau}$ é o retorno da carteira de mercado, medido como a média dos retornos das ações individuais, ponderada pelo seu valor de mercado.

As variáveis SMB e HML denotam os retornos das carteiras *small minus big* e *high minus low* e são construídas da seguinte forma:

Em dezembro de cada ano, as ações são ranqueadas pelo seu valor de mercado (preço x número de ações no mercado secundário). Então, o valor mediano é utilizado para separar as ações em dois grupos, os 50% menores e 50% maiores (S e B, respectivamente). As ações também são divididas em três outros grupos baseados na razão *book-to-market* (patrimônio líquido dividido pelo valor de mercado): os 30% superiores e inferiores e os 40% centrais (L, S e M, respectivamente). Os grupos são definidos em dezembro do ano t e vigoram por todo o ano $t + 1$.

Após definidos os grupos, são construídos seis carteiras a partir de intersecção dos grupos de valor de mercado e *book-to-market*: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M e B/H. Por exemplo, a carteira SH é a intersecção dos grupos com baixo valor de mercado (S) e alto *book-to-market* (H).

A carteira SMB é a diferença entre a média simples dos retornos das carteiras com baixo valor de mercado (S/L, S/M, S/H) e das carteiras com alto valor de mercado (B/L, B/M, B/H). O objetivo é simular os fatores de risco dos retornos relacionados ao tamanho das empresas.

Similarmente, a carteira HML é a diferença da média simples dos retornos das carteiras com alta razão *book-to-market* (S/H, B/H) e aquelas para as quais essa

razão é baixa (S/L, B/L). Essa carteira procura capturar os fatores de risco relacionados ao *book-to-market*.

Os retornos utilizados são os mesmo da seção anterior. Os dados relativos ao valor de mercado e *book-to-market* são extraídos da base da Bloomberg.

A figura 5 mostra a evolução da proporção da variância dos retornos que é explicada pelos valores previstos pelo Modelo de Três Fatores, calculado da mesma forma que o $R^2_{Y_t}$ da seção 3.1. A figura também mostra o $R^2_{Y_t}$ calculado para o GDFM. É possível observar que as séries possuem uma boa aproximação, com suas evoluções no tempo compartilhando certa tendência em comum. Isso é um indicativo que o choque comum estimado pelo GDFM consegue sintetizar fatores de risco dos ativos de forma consistente. De fato, até o R^2 total do sistema é similar ao do GDFM, ficando ao redor de 0.22.

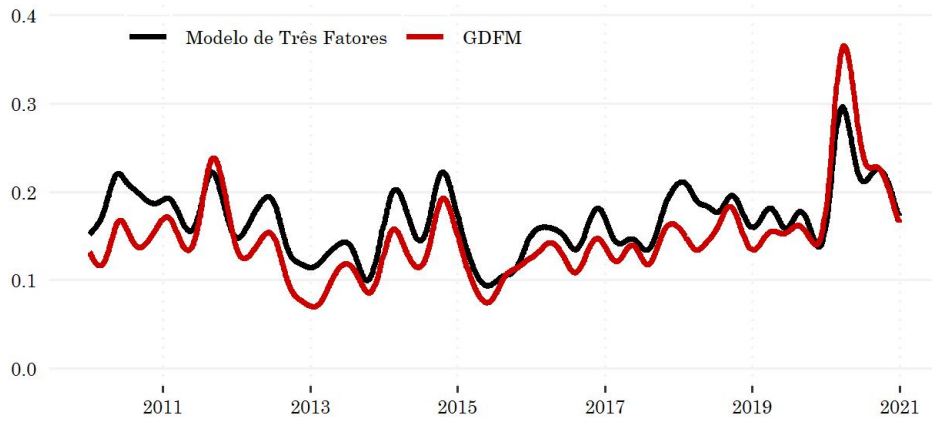


Figura 5: Média móvel de 80 dias úteis da série temporal da proporção da variância dos retornos explicada pelos valores previstos pelo Modelo de Três Fatores, o $R^2_{Y_t}$ (linha preta). A linha vermelha representa a mesma proporção para o modelo de fator dinâmico generalizado

Uma vez estimado o modelo (3.6), a volatilidade idiossincrática do modelo de três fatores, denotada por v_{it} , é calculada tomando o logaritmo do quadrado dos resíduos do modelo, ou seja:

$$v_{it} = \log(\epsilon_{it}^2) \quad (3.13)$$

Por fim, investiga-se a possível existência de um componente comum nas séries de volatilidade idiossincrática do Modelo de Três Fatores, com o objetivo de expurgar eventuais fatores de mercado. O procedimento é idêntico ao da seção anterior, consistindo em calcular a razão expressa em (3.2).

Como pode ser visto na figura 6, assim como no caso do GDFM, as volatilidades idiossincráticas do Modelo de Três Fatores não aparentam possuir um choque comum subjacente que seja significativo: o primeiro autovalor da matriz de densidade espectral de v_{it} indica que o primeiro componente principal dinâmico responde por pouco mais de 5% da variação total do sistema, não respeitando a condição imposta para a existência de um componente comum. Portanto, conclui-se que v_{it} é puramente idiossincrático.

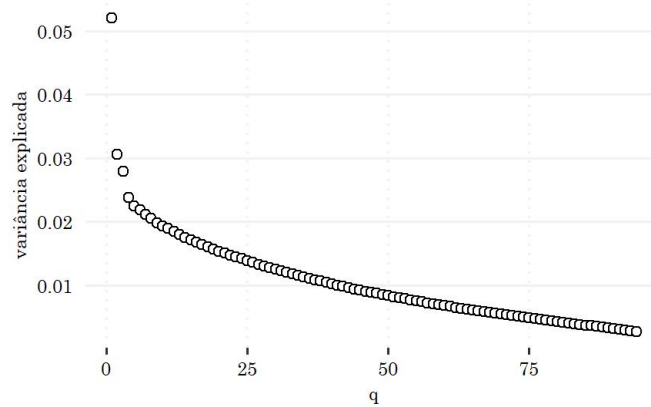


Figura 6: Proporção da variação do sistema explicada por cada componente principal dinâmico de v_{it}

3.3 Regressões dos Retornos

A estratégia utilizada para investigar a relação entre o retorno das ações e o seu risco idiossincrático será similar à de Mendonça et al. (2012) e Fu (2009). A principal diferença em relação ao presente trabalho é que os autores utilizam o quadrado dos resíduos do Modelo de Três Fatores de Fama e French (1993), estimado na seção anterior, como proxy para a volatilidade idiossincrática. Já o presente trabalho utiliza também o componente idiossincrático do Modelo de Fator Dinâmico Generalizado, obtido na seção 3.1

Mais especificamente, para cada mês na amostra, é estimado a seguinte regressão:

$$R_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{k=1}^K \alpha_{kt} X_{kit} + \epsilon_{it}, \quad i \in [1, N], t \in [1, T] \quad (3.14)$$

Onde R_{it} representa o excesso retorno mensal em relação à taxa livre de risco de cada ação no mês t e X_{kit} é o conjunto de variáveis explicativas a ser utilizado, contendo as medidas de risco idiossincrático estimados na seção anterior ($\xi_{s,it}$ e $\xi_{s,it}$), o beta das ações, o valor de mercado e a razão *book-to-market*. São adicionadas também variáveis para capturar efeitos de *momentum* e liquidez.

Os betas das ações, denotado por $BETA$, que controlará para o risco sistemático, são calculados a partir de regressões lineares entre o retorno mensal da ação e o retorno da carteira de mercado formada pelas ações da amostra, ponderadas pelo seu valor de mercado (VM). O valor de mercado considerado é simplesmente o valor total das ações emitidas. Como taxa livre de risco utiliza-se a taxa de Certificado de Depósito Interbancário (CDI). Alternativamente, o beta também será estimado utilizando os retornos do Ibovespa no lugar do retorno ponderado pelo valor de mercado. Essa variável será denotada por $BETAIBOV$.

Assim como em Mendonça et al. (2012) e Fu (2009), a razão *book-to-market* (BM) foi calculada dividindo o patrimônio líquido de cada ação no mês de dezembro pelo seu valor de mercado. Além disso, para garantir as informações estejam disponíveis ao público no momento da realização dos retornos, a razão *book-to-market* do ano t será utilizada pra explicar os retornos de janeiro a dezembro do ano $t+1$.

O efeito *momentum* (MOM) representa a evidência de ações ganhadoras (aquelas que tiveram um desempenho positivo em um período de tempo específico) continuarem apresentando ganhos e de ações perdedoras de continuarem perdedoras (Jegadeesh e Titman 1993). Para controlar esse efeito, utiliza-se o retorno acumulado entre os meses $t-7$ e $t-2$.

Como medida de liquidez (LIQ), utiliza-se um índice de giro constituído pela razão entre a média do volume mensal negociado e a média do valor de mercado de cada ação nos últimos seis meses.

Por fim, as medidas de volatilidade idiossincrática obtidas nas seções anteriores serão utilizadas para mensurar o risco específico de cada ação. A proxy de volatilidade idiossincrática obtida pelo Modelo de Fator Dinâmico Generalizado será denotada por *IVOL*, enquanto *IVOLTF* denotará aquela resultante do Modelo de Três Fatores. A tabela 2 presente no anexo fornece as estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas.

Feitas as regressões mensais, a estimativa final dos parâmetros e suas variâncias são dados por:

$$\hat{\alpha}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\alpha}_{kt}, \quad (3.15)$$

$$Var(\hat{\alpha}_k) = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\alpha}_{kt} - \hat{\alpha}_k)^2}{(T - 1)}, \quad (3.16)$$

onde T é o tamanho da amostra.

A estatística-t que será utilizada para fazer os testes de significância é obtida dividindo o parâmetro médio em (3.5) pelo estimador do erro padrão ($\sqrt{Var(\hat{\alpha}_k)/T}$).

Obtidos os parâmetros e as variâncias, pode-se analisar o grau de significância das estimativas.

4 Resultados

A tabela 1 reporta os resultados de oito especificações estimadas. Nela são encontrados os coeficientes estimados em conjunto com seus respectivas níveis de significância e desvios padrão em parênteses. A tabela também reporta o R^2 e R^2 ajustado, bem como os testes F de significância conjunta dos modelos.

Os modelos 1 e 2 englobam todas as variáveis apresentadas até então, com a diferença de que a volatilidade idiossincrática utilizada no primeiro é resultante do Modelo de Fator Dinâmico Generalizado, enquanto para o segundo é derivada do Modelo de Três Fatores. Em ambos os casos, o risco idiossincrático foi relevante para explicar os retornos, com os coeficientes positivos e significantes a 5%. Além disso, como se suspeitava, os resultados permaneceram praticamente inalterados com a mudança da medida de volatilidade idiossincrática, indicando a consistência do DGFM em replicar os fatores de risco comuns presentes no Modelo de Três Fatores. As demais variáveis tiveram resultados mistos. O efeito momentum (*MOM*) e o valor de mercado (*VM*) foram significantes a 5% e 1%, respectivamente, e ambos positivos, em linha com o apontado pela literatura. Já o efeito liquidez (*LIQ*) e a razão *book-to-market* (*BM*) não se mostraram significantes a 10%, resultado inesperado. O coeficiente relacionada ao *BETA*, por sua vez, se mostrou significativa a 1%, porém negativo, divergente das evidências apontadas por parte relevante da literatura, que previu um coeficiente positivo ou em alguns casos indistinguível de zero.

O modelo 3 mantém a estrutura dos dois primeiros, porém inserindo o *BETAIBOV* no lugar do *BETA*. A alteração produziu alguns resultados interessantes. O coeficiente do *BETAIBOV* (antes pertencente ao *BETA*) continuou negativo e significativo a 1%, mas diminuiu de magnitude consideravelmente. O coeficiente de liquidez praticamente dobrou de magnitude e passou a ser significativo a 5%. Os demais coeficientes permaneceram praticamente inalterados.

A especificação 4 exclui a variável *book-to-market*, uma vez que ela não se mostrou significativa a 10% em nenhum dos modelos. Neste caso, a exclusão de *BM* causou uma elevação da relevância da volatilidade idiossincrática (*IVOL*), que foi signifi-

cante a 1%, contra 5% nas especificações anteriores.

O modelo 5 é similar ao 3, mas exclui a volatilidade idiossincrática da especificação. Nesse caso, se observou uma redução do R^2 ajustado em relação aos modelo 1 a 3, reforçando o poder explicativo do risco idiossincrático nos retornos.

A especificação 6 é inspirada no Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992), contendo apenas o beta, a razão *book-to-market* e o valor de mercado. Os resultados não diferiram das especificações anteriores e portanto, não apresentaram ganho algum de explicação ou adequação com o referencial teórico. Importante ressaltar que o teste t continuou falhando em rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente da razão *book-to-market* é indistinguível de zero.

A especificação 7 inclui todas as variáveis com exceção do beta. Mais uma vez, o modelo não se mostrou vantajoso em relação aos demais. Por fim, a especificação 8 incluiu apenas a volatilidade idiossincrática, mas não produziu resultados significantes, mostrando que o risco idiossincrático sozinho não consegue explicar o *cross-section* dos retornos.

Dentre todas as especificações, a 3 e 4 foram as que apresentaram os resultados mais consistentes com a literatura estabelecida sobre o tema. Apenas o *book-to-market*, que se mostrou indistinguível de zero, e o beta, que foi negativo, divergiram do que foi apontado por estudos anteriores.

Tabela 1: Resultados da Regressão

| Variável Dependente: | | | | | | | | |
|-------------------------|--------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| RET | | | | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| BETA | -5.88*** (1.580) | -5.640*** (1.590) | | | | | | |
| BETAIBOV | | | -1.740*** (0.636) | -1.810*** (0.619) | -1.27* (0.706) | -1.510*** (0.716) | | |
| VM | 0.482*** (0.096) | 0.498*** (0.097) | 0.608*** (0.087) | 0.620*** (0.086) | 0.454*** (0.104) | 0.412*** (0.095) | 0.621*** (0.085) | |
| BM | -0.025 (0.133) | -0.013 (0.133) | -0.049 (0.133) | | -0.061 (0.134) | -0.121 (0.139) | -0.181 (0.131) | |
| MOM | 0.014** (0.007) | 0.015** (0.007) | 0.016** (0.007) | 0.016** (0.007) | 0.018*** (0.007) | | 0.020*** (0.007) | |
| LIQ | 0.122 (0.082) | 0.111 (0.082) | 0.200** (0.081) | 0.212** (0.080) | 0.240*** (0.082) | | 0.214*** (0.079) | |
| IVOL | 1.450** (0.567) | | 1.430** (0.544) | 1.530*** (0.553) | | | 1.200* (0.628) | -0.290 (7.466) |
| IVOLTF | | 1.340** (0.599) | | | | | | |
| Intercepto | 6.730** (2.780) | 6.040** (2.780) | 0.693 (2.630) | 0.986 (2.630) | -4.400*** (1.350) | -1.950** (0.977) | -1.840 (3.070) | -1.070 (2.970) |
| Observations | 12,408 | 12,408 | 12,408 | 12,408 | 12,408 | 12,408 | 12,408 | 12,408 |
| R ² | 0.204 | 0.204 | 0.207 | 0.184 | 0.169 | 0.126 | 0.166 | 0.065 |
| Adjusted R ² | 0.149 | 0.149 | 0.152 | 0.137 | 0.120 | 0.097 | 0.119 | 0.054 |
| F Statistic | 4.18** | 4.23** | 4.29* | 4.55* | 4.02*** | 4.91** | 3.94* | 7.75* |
| Note: | * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01 | | | | | | | |

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5 Discussão

Os resultados referentes ao risco idiossincrático foram de encontro ao esperado. Apesar de o modelo 7 indicar que a volatilidade idiossincrática quando considerada de forma isolada não possui correlação significativa com o retorno, quando adicionadas as variáveis de controle a relação se torna positiva e significativa em todas as especificações. Isso indica que ações com maior risco idiossincrático possuem, em média, um retorno realizado maior. Tal evidência reforça a teoria de que em um ambiente em que parte dos investidores sofre restrições de diversificação, todo os demais investidores também não poderam portar a carteira de mercado eficiente e, portanto, o risco específico deve ser positivamente remunerado. Além disso, os coeficientes resultantes da estimação utilizando o Modelo de Fator Dinâmico Generalizado foram bastante similares aos obtidos com o Modelo de Três Fatores, o que demonstra a consistência do GDFM em reproduzir fatores de risco comuns a um conjunto de ações.

Os coeficientes relativos à volatilidade idiossincrática também são consistentes com estudos anteriores, em especial Fu (2009) e Kotiaho (2010) para o caso americano, Malkiel (2003) para os mercados americano e japonês, e Mendonça et al. (2012) para o caso brasileiro.

Embora as demais variáveis não sejam o objeto de interesse principal desse estudo, tiveram resultados variados que valem a pena a discussão. Em particular, o coeficiente do valor de mercado foi positivo e significativo em todas as especificações, como esperado. De acordo com Fama e French (1995), empresas maiores tendem a ter uma maior retorno sobre o patrimônio líquido. Evidência similar foi encontrada por Mendonça et al. (2012).

A razão *book-to-market* se mostrou negativamente correlacionada com os retornos em todos os modelos, em linha com a teoria estabelecida por Fama e French (1992), que afirma que um baixo B/M é uma característica típica de empresas com elevados retornos ao capital, enquanto um alto B/M está tipicamente relacionado com empresas menos lucrativas. Contudo, os coeficientes foram estatisticamente insignificantes.

Mendonça et al. (2012) encontra evidência similar, enquanto os resultados de Fu (2009) são significantes. Talvez a ausência de relevância da razão *book-to-market* seja uma característica do mercado brasileiro.

Entre todos as variáveis, o beta produziu os resultados mais controversos. Tanto o beta calculado com base na média ponderada dos retornos das ações da amostra quanto aquele obtido com base no Ibovespa foram negativos e estatisticamente significantes, enquanto se esperava que fossem positivos, de acordo com o Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992). No caso dos estudos de referência do presente trabalho, os de Fu (2009) e Mendonça et al. (2012), o beta foi indistinguível de zero.

O efeito momentum, por sua vez, foi significativo e positivo em todos os modelos, em linha o encontrado por Jegadeesh e Titman (1993). Já a variável que controla para a liquidez das ações também foi positiva, mas significativa apenas nos modelos 3 a 6, para os quais o beta do Ibovespa foi utilizado. Contudo, segundo a literatura, ações menos líquidas tendem a registrar retornos menores.

6 Conclusões

Esse estudo examinou a relação entre o risco idiossincrático das ações, definido como a parcela do risco dos ativos que não está relacionada com fatores de mercado, e o seu retorno no período de 2010 a 2020. Para tal, utilizou-se um modelo de fator dinâmico generalizado (GDFM) para obter as volatilidades idiossincráticas de cada uma das ações da amostra utilizada, seguindo a metodologia de Barigozzi e Hallin (2015). Adicionalmente, as volatilidades idiossincráticas também foram estimadas a partir dos resíduos do conhecido Modelo de Três Fatores de Fama e French (1992), com o objetivo de avaliar a consistência do GDFM em reproduzir fatores de risco comuns.

Para analisar a relação entre risco específico e retorno, foram construídos modelos de regressão em corte transversal, utilizando como controles variáveis relevantes documentadas na literatura financeira, mais especificamente o beta, o valor de mercado, o índice *book-to-market*, e variáveis de efeito *momentum* e liquidez.

A escolha do DGFM como método de estimação das volatilidades idiossincráticas se deu pelo fato de ser um método não paramétrico e, portanto, não sofrendo da “maldição da dimensionalidade”, presente em painéis com uma grande quantidade de dados como o do presente estudo. Além disso, procurou-se investigar a evidência encontrada por Barigozzi e Hallin (2015) para o caso americano de que a volatilidade do componente idiossincrático dos retornos pode ser afetada por um componente comum às séries. Nesse caso, as medidas tradicionais de volatilidade idiossincrática utilizadas na literatura poderiam não ser completamente isentas de componentes de mercado. Contudo, no presente estudo tal evidência não foi encontrada.

Com os resultados obtidos algumas conclusões importantes puderam ser extraídas. Ambas as variáveis de volatilidade idiossincrática foram significantes em todos os modelos analisados e tiveram coeficiente positivo, indicando que ações com maior risco específico possuem, em média, um maior retorno realizado. A principal explicação, amplamente discutida na literatura financeira, é que em mercados onde parte dos investidores por algum motivo exógeno não consegue portar a carteira de

mercado eficiente (no sentido discutido pelo CAPM), então os demais investidores também não poderão fazê-lo. Consequentemente, a eliminação completa do risco específico do portfólio por meio de diversificação torna-se impossível, e por isso o risco idiossincrático deveria ser remunerado. Os resultados obtidos neste estudo também foram em linha com o de trabalhos anteriores.

Além disso, as volatilidades idiossincráticas estimadas pelos dois métodos produziram resultados similares, indicando que o modelo de fator dinâmico generalizado foi capaz de sintetizar com consistência os fatores de risco comuns dos ativos.

Apesar dos resultados promissores, o presente trabalho é um dos poucos a analisar a relação entre o risco idiossincrático e o retorno das ações na última década. Uma vez que o risco idiossincrático é uma variável não observada, há diversas maneiras de estimá-lo e, portanto, há bastante espaço para uma investigação mais profunda abrangendo novas metodologias, incluindo novas variáveis ou expandindo a amostra de empresas utilizadas.

7 Referências

- Altissimo, Filippo, Antonio Bassanetti, Riccardo Cristadoro, Forni Mario, Marco Lippi, Lucrezia Reichlin, e Giovanni Veronese. 2001. «A real time coincident indicator of the euro area business cycle». *Bank of Italy, Economic Research Department, Temi di discussione (Economic working papers)*, Janeiro.
- Angelidis, Timotheos. 2010. «Idiosyncratic Risk in Emerging Markets». *Financial Review* 45 (4): 1053–78. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00285.x>.
- Banz, Rolf W. 1981. «The relationship between return and market value of common stocks». *Journal of Financial Economics* 9 (1): 3–18. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0).
- Barigozzi, Matteo, e Marc Hallin. 2015. «Generalized dynamic factor models and volatilities: Recovering the market volatility shocks». *The Econometrics Journal* 19 (Fevereiro). <https://doi.org/10.1111/ectj.12047>.
- Basu, Sanjoy. 1983. «The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence». *Journal of Financial Economics* 12 (1): 129–56. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90031-4](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90031-4).
- Bhandari, Laxmi Chand. 1988. «Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence». *The Journal of Finance* 43 (2): 507–28. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb03952.x>.
- Costa Jr, Newton da, e Myrian Neves. 2000. «Variáveis Fundamentalistas e os Retornos das Ações». *Revista Brasileira de Economia* 54 (Fevereiro). <https://doi.org/10.1590/S0034-71402000000100005>.
- Cristadoro, Riccardo, Forni Mario, Lucrezia Reichlin, e Giovanni Veronese. 2005. «A Core Inflation Indicator for the Euro Area». *Journal of Money, Credit and Banking* 37 (Junho): 539–60. <https://doi.org/10.1353/mcb.2005.0028>.
- Fama, Eugene F., e Kenneth R. French. 1992. «The Cross-Section of Expected Stock Returns». *The Journal of Finance* 47 (2): 427–65. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb03952.x>.

[//doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x).

Fama, Eugene Francis, e Kenneth Ronald French. 1995. «Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns». *The Journal of Finance* 50 (1): 131–55. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x>.

Forni, Mario, Marc Hallin, Marco Lippi, e Lucrezia Reichlin. 2000. «The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation». *The Review of Economics and Statistics* 82 (4): 540–54. <http://www.jstor.org/stable/2646650>.

Forni, Mario, e Marco Lippi. 2001. «The Generalized Dynamic Factor Model: Representation Theory». *Econometric Theory* 17 (6): 1113–41. <http://www.jstor.org/stable/3533246>.

Fu, Fangjian. 2009. «Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns». *Journal of Financial Economics* 91 (1): 24–37. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.02.003>.

———. 2010. «Investor Diversification and the Pricing of Idiosyncratic Risk». Em *Financial Management Association Asian Conference, Singapore, 14-16 July 2010*, 1–36. https://doi.org/https://ink.library.smu.edu.sg/lkcsb_research/3042.

Galdi, Fernando, Roberto José, e Securato. 2007. «O Risco Idiossincrático é Relevante no Mercado Brasileiro?» *Brazilian Review of Finance* 5 (Janeiro). <https://doi.org/10.12660/rbfin.v5n1.2007.1165>.

Goyal, Amit, e Pedro Santa-Clara. 2003. «Idiosyncratic Risk Matters!» *The Journal of Finance* 58 (3): 975–1007. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1540-6261.00555>.

Jegadeesh, Narasimhan, e Sheridan Titman. 1993. «Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency». *The Journal of Finance* 48 (1): 65–91. <http://www.jstor.org/stable/2328882>.

Kotiaho, H. 2010. «Idiosyncratic risk, financial distress and the cross-section of stock returns». *Finance Master's thesis, Helsinki School of Economics, Department of Accounting and Finance, Helsinki, Finland*.

- Lacerda, R. T. 2007. «Estratégias de investimento para o Brasil baseadas em finanças comportamentais». *Tese (Finance Master's thesis), Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE), Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, Brasi.*
- Machado, Vicente, Raquel Nadal, e Fernando Kawaoka. 2020. «A Data-Rich Measure of Underlying Inflation for Brazil». Working Papers Series 516. Central Bank of Brazil, Research Department. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bcb:wpaper:516>.
- Malaga, F., e J. R. Securato. 2004. «Aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro - um estudo empírico no período 1995-2003». Em *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração (ENANPAD)*. Curitiba, PR, Brasil, 28.
- Malkiel, Burton. 2003. «Idiosyncratic Risk and Security Returns». *SSRN Electronic Journal*, Janeiro. <https://doi.org/10.2139/ssrn.255303>.
- Mendonça, Fernanda Primo de, Marcelo Cabus Klotzle, Antonio Carlos Figueiredo Pinto, e Roberto Marcos da Silva Montezano. 2012. «A relação entre risco idiossincrático e retorno no mercado acionário brasileiro». *Revista Contabilidade & Finanças* 23 (60): 246–57. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772012000300009>.
- Sharpe, William F. 1964. «Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk». *The Journal of Finance* 19 (3): 425–42. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>.
- Wei, Steven X., e Chu Zhang. 2005. «Idiosyncratic risk does not matter: A re-examination of the relationship between average returns and average volatilities». *Journal of Banking & Finance* 29 (3): 603–21. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.05.021>.

Anexo

Tabela 2: Perfil da Amostra

| Setor | N |
|------------------------|----|
| Consumer Discretionary | 20 |
| Real Estate | 14 |
| Consumer Staples | 11 |
| Financials | 10 |
| Utilities | 10 |
| Industrials | 8 |
| Materials | 8 |
| Energy | 5 |
| Communications | 3 |
| Technology | 3 |
| Health Care | 2 |

Tabela 3: Estatísticas Descritivas das Variáveis

| Variáveis | Média | D.P. | Mediana | Q1 | Q3 | Assimetria |
|-----------|----------|----------|---------|--------|----------|------------|
| VM* | 22974.05 | 59034.18 | 4869.28 | 963.23 | 16544.73 | 5.95 |
| lnVM | 8.30 | 2.02 | 8.49 | 6.87 | 9.71 | -0.18 |
| R | 0.00 | 0.13 | 0.00 | -0.06 | 0.06 | -0.26 |
| BM | 0.71 | 4.27 | 0.66 | 0.34 | 1.09 | -12.38 |
| MOM | 4.10 | 31.53 | 1.26 | -13.76 | 17.47 | 2.69 |
| LIQ | 9735.92 | 31787.28 | 3037.94 | 943.87 | 7558.94 | 11.29 |
| lnLIQ | 7.73 | 1.94 | 8.02 | 6.85 | 8.93 | -0.90 |
| BETA | 1.03 | 0.16 | 1.01 | 0.91 | 1.12 | 0.64 |
| BETAIBOV | 0.97 | 0.39 | 0.94 | 0.64 | 1.24 | 0.26 |
| IVOL | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.01 | 0.03 | 5.53 |
| IVOLTF | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 5.60 |

| Variáveis | Média | D.P. | Mediana | Q1 | Q3 | Assimetria |
|-----------|-------|------|---------|-------|-------|------------|
| lnIVOL | -3.94 | 0.48 | -3.99 | -4.25 | -3.68 | 0.87 |
| lnIVOLTF | -3.94 | 0.47 | -3.98 | -4.25 | -3.69 | 0.84 |

Note: ^ ^ *Valores em milhões de R\$