

Bons fundamentos geram alfa?

Luís Eduardo Cordeiro Martins das Chagas

<https://orcid.org/0000-0002-6786-4036> | E-mail: lecmc4@gmail.com

Ricardo Pereira Câmara Leal

<https://orcid.org/0000-0002-4516-9788> | E-mail: ricardoleal@coppead.ufrj.br

Raphael Moses Roquete

<https://orcid.org/0000-0001-5554-0379> | E-mail: raphael@facc.ufrj.br

Resumo

Objetivo: Verificar retornos ajustados a risco anormais em carteiras de ações brasileiras formadas com o indicador de bons fundamentos chamado F-Score.

Método: A amostra tem 146 empresas por ano em média, inclui o período de adoção dos *International Financial Reporting Standards* (IFRS) entre julho de 2008 e junho de 2018 e usa carteiras igualmente ponderadas formadas ao final de junho de cada ano com as informações disponíveis no ano anterior.

Resultados: A carteira com F-Score alto ostentou retorno médio maior, beta menor e alfa positivo e significativo, que desapareceu no subperíodo iniciado após a adoção plena do IFRS. Os coeficientes significativos para o prêmio de risco de empresas pequenas e a ponderação igualitária sugerem que empresas grandes não dominam seu desempenho. As carteiras de alto e baixo F-Score não podem ser caracterizadas como *value stocks*. A carteira com F-Score mais baixo apresentou coeficiente para o fator de momento negativo e significativo, sugerindo persistência de retornos negativos.

Contribuições: Carteiras com alto F-Score podem apresentar menor possibilidade de retornos catastróficos. A técnica pode ser empregada por investidores menos sofisticados para formar carteiras defensivas de empresas com bons fundamentos.

Palavras-chave: F-Score, análise fundamentalista, alfa, seleção de carteiras.

Editado em Português e Inglês. Versão original em Português.

Recebido em 27/8/2019. Pedido de Revisão em 21/11/2019. Resubmetido em 29/1/2020. Aceito em 11/2/2020 por Dr. Vinicius Gomes Martins (Editor associado) e por Dr. Gerlando Augusto Sampaio Franco de Lima (Editor). Publicado em 28/6/2020. Organização responsável pelo periódico: Abracicon.

1. Introdução

A análise fundamental utiliza variáveis contábeis, financeiras e econômicas, entre outras, para estimar o valor intrínseco de uma empresa ou de uma ação. Graham (2007) afirma que a análise fundamental é um critério importante para constituir carteiras de ações devido à ineficiência do mercado. Os artigos seminais de Fama e French (1992, 1993) são exemplos do uso de métricas fundamentalistas para precificar ineficiências do mercado relacionadas com o Modelo de Precificação de Ativos de Capital (CAPM), porque elas consideram anomalias de tamanho e valor. A indexação fundamental proposta por Arnott, Hsu e Moore (2005) é outro exemplo de carteiras formadas segundo as métricas e a análise fundamentalistas.

Piotroski (2000) propôs a métrica-F como uma medida objetiva que combina várias métricas analíticas fundamentais. É desenhada de tal forma que, quanto maior a pontuação, melhor a qualidade dos fundamentos de uma empresa. A métrica-F pode ser relevante para os investidores em geral devido a sua implementação simples. Aquela pessoas dispostas a criar carteiras de ações por si próprias podem não ser capazes de analisar a grande variedade de informações corporativas disponíveis. Assim, podem recorrer à avaliação subjetiva de provedores de análises, tais como o que as plataformas de investimento e instituições financeiras oferecem ou podem utilizar algumas métricas selecionadas. A métrica-F considera determinadas métricas fundamentais em conjunto, que são fáceis de encontrar e simples de calcular e podem ser úteis aos investidores individuais (Carneiro e Leal, 2017; Piotroski, 2000).

O objetivo deste artigo é avaliar o mérito da métrica-F para selecionar carteiras de ações no Brasil. O mercado de ações brasileiro ganhou maior atenção dos investidores em geral recentemente, particularmente dos investidores individuais. O índice Ibovespa tem atingido altas históricas sucessivas, enquanto a taxa de juro básica estava no nível baixo histórico no momento em que este artigo foi escrito. Muitos analistas incluem ações como uma alternativa para alcançar maiores ganhos de investimento nesse novo ambiente (Daltro e Leal, 2019). Assim, esse novo cenário de investimento justifica a análise de métodos fundamentais de seleção de estoque, tais como a métrica-F. Este artigo constrói carteiras de ações brasileiras utilizando a métrica-F e avalia se elas são capazes de gerar alfas positivos e significativos depois de seus retornos históricos terem sido ajustados aos modelos de fatores de risco do CAPM, Fama e French (1993) e Carhart (1997). Além disso, a métrica-F pode ser um critério de seleção de ações para produtos tais como um fundo cotado em bolsa (ETF).

Naturalmente, a maioria dos investidores individuais não será capaz de calcular alfas, embora os investigadores devam verificar adequadamente se as carteiras baseadas na métrica-F atingem rendimentos anormais em um ambiente de precificação de ativos para validar a métrica-F antes de recomendá-la aos investidores. Assim, é importante verificar se os eventuais excedentes de rentabilidade das carteiras constituídas de acordo com os princípios fundamentais, como a métrica-F no caso deste artigo, desaparecem após o ajuste por fatores de risco bem conhecidos, alguns dos quais baseados em anomalias do mercado de ações. Por exemplo, Fama e French (1993) tratam das anomalias de tamanho e valor e Carhart (1997) acrescenta a anomalia de momento aos seus modelos de precificação dos ativos. Uma anomalia é uma característica que é associada a retornos excedentes e regulares significativos que um modelo de precificação de ativos, como o CAPM, não explica. O que é anômalo em relação a um modelo pode ser consistente com as previsões de outros modelos. Fama e French (2012, 1992) relatam maiores retornos para carteiras de empresas menores que o CAPM não explica, o que levou ao fator de prêmio de risco por tamanho. Considera-se que as ações de valor são subestimadas porque são negociadas a um preço baixo em relação aos seus fundamentos. Fama e French (2012, 1992) também reconheceram um prêmio de ações de valor nos EUA e no mundo que o CAPM não explicou. Estes dois fatores, mais o fator prêmio de risco de mercado do CAPM, constituem seu modelo de três fatores (Fama e French, 1993). A anomalia de momento é a persistência de retornos positivos passados. Carhart (1997) adicionou-o como um quarto fator de risco ao modelo de Fama e French (1993) ao analisar os fundos mútuos dos EUA. Além disso, a métrica-F pode ser uma anomalia se a métrica-F atingir sistematicamente alfas positivos após o ajuste para esses fatores de risco.

A análise aqui aplica retornos mensais ao longo dos dez anos começando em julho de 2008 e terminando em junho de 2018. As diferentes carteiras são constituídas no final de junho de cada ano para garantir que as informações contábeis tenham sido divulgadas antes da constituição da carteira. O objetivo é evitar o viés do tipo look-ahead, conforme Fama e French (1992, 1993) e Machado e Medeiros (2011), por exemplo, entre vários autores brasileiros. Esse viés ocorre quando um pesquisador usa informações sobre um período passado que não estavam disponíveis para os investidores. Por exemplo, se as empresas divulgarem suas informações referentes ao final do ano até o final de abril do ano seguinte, então, se o investidor constituiu suas carteiras em abril, as empresas que não divulgaram as informações em abril não seriam consideradas. No futuro, porém, as informações divulgadas além do prazo estariam disponíveis ao pesquisador que forma carteiras para fins de análise histórica, resultando em uma amostra enviesada. Assim, o mês de junho é uma margem de segurança para eliminar a possibilidade de a amostra ser tendenciosa desta forma (Fama e French, 1992, p. 429).

Piotroski (2000) e Galdi e Lima (2016), para os EUA e Brasil, respectivamente, aplicaram a métrica-F para ações de valor porque seu valor de mercado relativamente baixo poderia ser devido a fundamentos pobres. Hyde (2018), no entanto, afirma que os investidores seriam mais propensos a empregar a métrica-F combinada com outro critério, o que abre a possibilidade de considerar todos os tipos de ações. A análise neste artigo difere desses artigos anteriores porque utiliza a amostra brasileira mais abrangente que poderia ser obtida, em vez de se concentrar apenas em ações de valor. Esta última reduziria ainda mais a amostra, uma vez que pode haver poucas ações de valor a considerar. Além disso, o efeito das ações de valor no Brasil não tem estado consistentemente presente nos últimos 25 anos, o que levanta dúvidas sobre a consideração da métrica-F como métrica explicativa exclusivamente para ações de valor (Rayes, Araújo e Barbedo, 2012). Finalmente, o ajuste dos modelos de Fama e French (1993) e Carhart (1997) permite avaliar se as carteiras com a métrica-F possuem características relativas aos fatores de risco de tamanho, valor e momento. Em caso afirmativo, indica que a métrica-F pode ser um mero critério que leva à criação de carteiras com uma ou mais destas características dominantes.

Este artigo contribui à literatura brasileira sobre o potencial da análise fundamental, particularmente para investidores menos sofisticados que não podem dedicar muito tempo ou recursos a essa atividade ou não conhecem o processo a fundo. Os investidores individuais, sobretudo se forem menos sofisticados, poderão se beneficiar mais do potencial, se houver, da métrica-F para constituir carteiras de empresas com bons fundamentos. Este tipo de investidor buscaria indicadores facilmente compreensíveis e alcançáveis para construir e ponderar suas carteiras (Carneiro e Leal, 2017). Além disso, os resultados podem indicar que a métrica-F é um critério razoável para a construção de fundos de índice fundamentalistas, às vezes chamados de fundos betainteligentes, com ações brasileiras. A literatura brasileira sobre o prêmio de ações de valor não reconhece a sua existência por unanimidade. Medeiros e Bressan (2015) e Machado e Medeiros (2014), por exemplo, encontram significância para o coeficiente de prêmio de valor, enquanto Rayes et al. (2012) relatam resultados opostos. Assim, a análise decorrente expande as evidências sobre a utilização da métrica-F porque a aplica a uma vasta amostra de ações de um grande mercado emergente. Finalmente, o estudo se diferencia dos estudos brasileiros anteriores também porque usa um período de amostragem em que a introdução gradual das *International Financial Reporting Standards* (IFRS) ocorreu e é o primeiro a considerar a métrica-F, no subperíodo em que essas normas tenham sido adotados por todas as empresas listadas, baseando-se em uma amostra de empresas sob uma norma contábil homogênea para obter métricas fundamentalistas.

Os resultados indicaram que apenas a carteira com empresas de alta métrica-F mostrou alfas positivas e significativas, bem como betas menores do que a carteira com empresas de baixa métrica-F. Esta significância dos alfas desapareceu no subperíodo iniciado em julho de 2011, quando todas as empresas incluídas na amostra já tinham adotado as IFRS. O risco de mercado (beta) foi maior para empresas com baixa métrica-F. As empresas menores com métrica-F elevada tiveram, em média, rendimentos mais elevados. Não houve indicação de que as empresas com maior ou menor métrica-F fossem ações de valor ou de crescimento, sugerindo que esta característica não distinguia as empresas de acordo com a sua métrica-F. Por último, as ações com métrica-F mais baixa revelaram resultados negativos persistentes. De modo geral, a evidência é consistente com a importância da qualidade dos fundamentos corporativos para uma menor exposição ao risco de mercado, especialmente para as médias e pequenas empresas, e também para evitar uma maior destruição do potencial valor da carteira. A métrica-F é um método simples e objetivo que pode ajudar os investidores brasileiros menos sofisticados a construir uma carteira de menor risco de mercado que não sofra retornos catastróficos.

2. Revisão da literatura sobre a métrica-F

Esta seção apresenta uma revisão da literatura sobre a métrica-F e detalhes de como ela é calculada. Primeiro, observa-se que este artigo utilizará o modelo de Fama e French (1993) e o modelo de precificação de ativos de Carhart (1997). Alguns artigos brasileiros que investigaram esses modelos serão mencionados na seção de resultados. Eles não foram incluídos nesta seção de revisão da literatura por uma questão de brevidade, uma vez que uma revisão detalhada de suas evidências está além do escopo deste artigo. O leitor poderia consultar Rayes et al. (2012) e Machado e Medeiros (2011), por exemplo, para uma revisão desta literatura.

Abarbanell e Bushee (1998) encontraram retornos anormais significativos após a formação de carteiras com base em um conjunto de variáveis de análise fundamental e que muitos desses retornos são gerados em momentos próximos à comunicação de resultados. Arnott et al. (2005) propuseram a formação de carteiras ponderadas por indicadores fundamentais e alegam que seu método conduz a rendimentos mais elevados e a uma volatilidade mais baixa do que a utilização do valor de mercado para efeitos de ponderação. No entanto, Asness et al. (2015) argumentaram que essa indexação fundamental não passa de uma estratégia de ações de valor.

A combinação de métricas fundamentalistas com portfólios que refletem anomalias de tamanho ou valor pode melhorar a relação risco e retorno. Asness et al. (2018) adicionam o fator Quality Minus Junk (QMJ), resultando em um prêmio significativo e mais estável ao longo do tempo, que não está concentrado em empresas muito pequenas, é robusto para medidas de tamanho que não se baseiam no preço e não são capturadas por um prêmio de iliquidez. Graham (2007) sugere que os investidores construam carteiras diversificadas com ações que apresentam múltiplos e taxas de endividamento baixos, um histórico de pagamento de dividendos e consistência de ganhos, o que seria uma combinação de fundamentos de boa qualidade e ações de valor.

Piotroski (2000) também combinou a análise fundamental com uma estratégia de ações de valor. Usou a métrica-F, que combina as pontuações de nove itens derivados de métricas de contabilidade e financeiras para medir a força dos fundamentos corporativos. O desempenho de um portfólio de ações de valor com bons fundamentos foi superior a um portfólio de ações de valor em seu estudo. O autor também relatou evidências de que o mercado leva tempo para incorporar informações financeiras como prova de ineficiência.

Piotroski (2000) argumenta que métricas contábeis e financeiras que refletem mudanças em algumas dimensões fundamentais são úteis para prever o desempenho das ações. A Tabela 1 mostra o método da métrica-F proposto pelo autor, que consiste em uma pontuação zero ou 1 para cada uma das nove afirmações relacionadas com as métricas fundamentais. A pontuação 1 corresponde a um efeito fundamentalista positivo e a métrica-F varia de 0 a 9. As afirmações são organizadas em três dimensões: rentabilidade (1 a 4), eficiência operacional (5 e 6), alavancagem e liquidez financeira (7 a 9). Empresas com alta métrica-F (HF) têm pontuação de 8 ou 9 e demonstram melhores fundamentos, enquanto àquelas com baixo métrica-F (LF) têm um score de 0 ou 1. Piotroski (2000) aplicou a mesma ponderação e reequilibrou suas carteiras no início de maio de cada ano, utilizando a informação do balanço do final do ano anterior.

Tabela 1

Critérios de pontuação da F-score

Item	Afirmiação	Caso sim
1	$ROA_t > 0$	+1
2	$CFO/Ativo_t > 0$	+1
3	$ROA_t - ROA_{t-1} > 0$	+1
4	$CFO/Ativo_t > ROA_t$	+1
5	$Margem\ bruta_t - margem\ bruta_{t-1} > 0$	+1
6	$Volume\ de\ negócios\ dos\ ativos_t - volume\ de\ negócios\ dos\ ativos_{t-1} > 0$	+1
7	$Índice\ atual_t - índice\ atual_{t-1} > 0$	+1
8	$Taxa\ de\ endividamento_t - taxa\ de\ endividamento_{t-1} > 0$	+1
9	A empresa não emitiu uma oferta pública de ações	+1

Obs. O valor atribuído a cada item será 1 se a afirmação for verdadeira e 0 caso contrário. A métrica-F é a soma das pontuações dos nove itens e varia de 0 a 9. O ano t é o ano anterior à formação da carteira. As carteiras são formadas no final de junho de cada ano. ROA_t é o retorno sobre ativos, definido como a receita líquida antes de itens extraordinários no final do ano $t-1$ sobre ativos no início do ano $t-1$. $CFO / Ativo_t$ é o fluxo de caixa operacional do ano $t-1$ sobre os ativos no início do ano $t-1$. A margem bruta é igual à diferença entre a receita líquida e o custo dos bens vendidos sobre as vendas. O volume de negócios dos ativos é a receita líquida do ano t acima da média dos ativos totais no início e no fim do ano t . O índice atual corresponde ao ativo circulante dividido pelo passivo circulante no ano t . A dívida é a dívida de longo prazo do ano t , que inclui a parcela da dívida de longo prazo classificada como passivo circulante, acima da média dos ativos totais no início e no fim do ano t .

As afirmações 1 e 2 da Tabela 1 referem-se ao ROA_t e ao $CFO/Ativos_t$, que são medidas de rentabilidade, e contribuem para os fundamentos da empresa quando são positivas. A afirmação 3 refere-se ao aumento anual da ROA, que, caso exista, tem um impacto positivo na empresa. A afirmação 4 trata da diferença entre a rentabilidade com base no fluxo de caixa e nos lucros, que indica que não houve acréscimos relevantes quando positivos, o que pode afetar negativamente a futura rentabilidade das empresas e o retorno das ações (Piotroski, 2000).

As afirmações 5 e 6 consideram a dimensão de eficiência operacional da métrica-F. Um aumento na margem bruta de um ano para o outro pode indicar uma melhoria nos custos ou um aumento nos preços do produto da empresa. Uma melhoria no volume de negócios dos ativos pode indicar uma operação mais eficiente ou um aumento nas receitas.

A dimensão de alavancagem e liquidez financeira contém três demonstrações. O aumento na atual taxa de liquidez da empresa, a diminuição do seu nível de endividamento e a ausência de uma emissão pública de ações estariam associados a uma melhoria dos fundamentos da empresa. Piotroski (2000) argumenta que uma empresa em dificuldades financeiras pode começar a angariar financiamento externo porque é incapaz de gerar fundos internamente e porque um aumento da dívida no longo prazo pode diminuir sua flexibilidade financeira no futuro. Além disso, o autor também sugere que a emissão de ações quando o preço das ações é subvalorizado, como no caso das ações de valor, destaca a má situação financeira de uma empresa.

A praticidade e simplicidade da métrica-F e seu apelo a muitos investidores que acreditam que as empresas com fundamentos de maior qualidade devem obter um desempenho superior no longo prazo têm gerado interesse no método fora dos EUA. Hyde (2014) aplicou-o a um conjunto de ações de mercados emergentes no índice dos mercados emergentes MSCI entre janeiro de 2000 (667 ações) e dezembro de 2011 (805 ações). O autor encontrou um prêmio positivo para seu portfólio de alta métrica-F, exceto para o Brasil, enquanto a carteira de ações brasileiras com baixa métrica-F tem melhor desempenho do que aquele com alta métrica-F. O autor não divulga a quantidade de ações brasileiras na amostra nem explora os motivos para o prêmio negativo no Brasil. Hyde (2018) aplicou a métrica-F no mercado australiano e não encontrou um alfa positivo e significativo, apesar de haver um retorno positivo em excesso em relação a um índice de mercado.

Há uma divergência nos resultados brasileiros. Galdi e Lopes (2013) encontram evidências favoráveis ao uso da métrica-F no mercado brasileiro entre 1994 e 2004, em contraste com Hyde (2014), mas argumentam que esses retornos desaparecem quando controlados por limites de arbitragem, já que são determinados por pequenas empresas que não permitem a arbitragem e também têm baixa liquidez ou alto grau de endividamento. Galdi e Lima (2016) e Werneck, Nossa, Lopes e Teixeira (2010) também aplicaram o método do Piotroski (2000) ao mercado brasileiro para os períodos de 2001 a 2011 e 1995 a 2004, respectivamente. Ambos encontraram que a análise fundamental contribui positivamente aos retornos futuros num período anterior à adoção integral das IFRS, embora as conclusões de Werneck et al. (2010) favoreçam o modelo de Ohlson.

Outros artigos brasileiros relataram os retornos com os fundamentos, mas sem o uso da métrica-F. Costa Jr., Meurer e Cupertino (2007) observam evidências fracas de que o retorno contábil antecipa os retornos do mercado. Rostagno, Soares e Soares (2008) esboçam o perfil fundamental das carteiras mensais de ganhos e perdas das empresas negociadas em bolsa de 1995 a 2002. Com base na análise fundamental, Malta e Camargos (2016) identificam oito variáveis relevantes para prever o retorno das ações, várias delas análogas às consideradas em Piotroski (2000). Roquete, Leal e Campani (2018) encontram evidências de que a estratégia fundamental de indexação, proposta por Arnott et al. (2005), pode ser melhor em tempos de baixa do mercado e assemelhar-se a uma estratégia de investimento em ações de valor.

Houve alfas positivos e significativos em alguns casos e os modelos de fatores de risco não conseguiram explicar completamente o desempenho de carteiras com ponderação igual, constituídas de acordo com a métrica-F em algumas bolsas (Hyde, 2018). Hyde (2018), no entanto, observou que os coeficientes alfa geralmente perderam sua importância quando as carteiras foram ponderadas pelo valor de mercado na Austrália, sugerindo um efeito de tamanho sobre as carteiras com a métrica-F igualmente ponderadas, o que não é surpreendente. Piotroski (2000), por exemplo, encontra provas de que os benefícios da análise das demonstrações financeiras e da métrica-F estão concentrados em pequenas e médias empresas com pouca ou nenhuma cobertura por analistas. Por outro lado, Hyde (2014) e Hyde (2018) não encontram nenhuma evidência baseada nessa hipótese para a Austrália e vários mercados emergentes. No entanto, há alguma convergência com relação à hipótese de que o mercado leva tempo para incorporar informações financeiras, o que é um aspecto fundamental da estratégia da métrica-F (Piotroski, 2000; Hyde, 2014) e da análise fundamental em geral (Graham, 2007).

3. Método

3.1 Amostra

O objetivo desta investigação é verificar se a métrica-F do Piotroski (2000) aplicada na construção de carteiras de ações brasileiras é capaz de gerar retornos anormais após o ajuste do modelo de quatro fatores do Carhart (1997). A amostra inicial é o conjunto de empresas negociadas na bolsa brasileira, chamado Brasil Bolsa Balcão (B3), entre junho de 2008 e junho de 2018. As IFRS foram introduzidas gradualmente durante este período, até que todas as empresas cotadas foram obrigadas a adotá-la até 2011, o que permite garantir um padrão contábil uniforme para as variáveis da métrica-F. Foram realizados testes para todo o período de amostragem e também para o subperíodo com início em 2011. As carteiras foram formadas em junho de cada ano para reduzir a possibilidade de viés prospectivo, garantindo a publicação dos dados contábeis antes da constituição das carteiras. A fonte dos dados foi a Bloomberg.

A amostra inicial foi de 3.427 empresas-ano, uma média anual de 343 empresas nos dez anos da amostra, variando entre 172 e 427. As empresas financeiras foram excluídas porque a sua elevada alavancagem provavelmente não tem o mesmo significado que em empresas não financeiras, em que uma alavancagem elevada pode significar dificuldades financeiras. Isso levou à exclusão de 502 empresas-ano da amostra. Posteriormente, as empresas sem valor de mercado no final do ano $t-1$ e na data de constituição da carteira no ano t foram excluídas, como essa variável é necessária para calcular os parâmetros necessários para formar a carteira, resultando na eliminação de 878 empresas-ano. As empresas com patrimônio contábil negativo ou nulo no final do ano $t-1$ também foram excluídas, de acordo com a metodologia de Fama e French (1992), o que levou à exclusão de 199 empresas-ano.

O próximo filtro excluiu 221 empresas-ano que não tinham os dados necessários para o cálculo da métrica-F. Finalmente, 171 empresas-ano sem cotações mensais consecutivas nos 12 meses antes e 12 meses após a data de constituição da carteira também foram excluídas, o que reduz os efeitos da falta de liquidez e permite o reequilíbrio da carteira (Machado e Medeiros, 2014). No caso de uma empresa ter mais de um tipo de ação, a mais líquida foi usada. O número médio de empresas analisadas por ano foi de 146 após essa filtragem (variando entre 74 e 180), próximo às 149 por ano para Machado e Medeiros (2014).

3.2 Cálculo da métrica-F

Esta seção relata as adaptações feitas à metodologia do Piotroski (2000) para ajustá-la à realidade do mercado brasileiro. Cada afirmação pontuada na métrica-F recebeu um valor de 0 ou 1 e é idêntica ao que foi apresentado na Tabela 1, que retrata o procedimento original do autor. A primeira diferença em relação ao método original é que as carteiras foram formadas no final de junho de cada ano, para serem compatíveis com o método de cálculo dos fatores dos modelos de Fama e French (1993) e Carhart (1997), enquanto Piotroski (2000) constituiu as carteiras no início de maio. A segunda diferença é que este artigo não restringe o exemplo apenas às ações de valor, como em Piotroski (2000), porque a amostra brasileira é muito menor que a norte-americana, e também porque a existência de um prêmio de valor no Brasil é controversa, de acordo com alguns autores (Medeiros e Bressan, 2015; Machado e Medeiros, 2014; Rayes et al.; 2012). A terceira e última diferença foi a forma como as empresas foram classificadas como alta (HF) e baixa métrica-F (LF). Neste artigo, as pontuações correspondentes à métrica-F alta (HF) e baixa são diferentes. Piotroski (2000) classificou as empresas com uma pontuação superior ou igual a 8 como HF, enquanto este artigo classificou as empresas com métrica-F superior ou igual a 7 como HF. As empresas classificadas como LF tiveram métrica-F inferior ou igual a 4 neste artigo, enquanto Piotroski (2000) classificou as empresas com pontuação inferior ou igual a 1 como LF. As outras empresas foram classificadas como métrica-F média (MF).

Essa terceira modificação foi introduzida devido ao tamanho menor da amostra brasileira, o que levaria a que muito poucas empresas fossem classificadas como alta e baixa métrica-F se as pontuações-limite originais do Piotroski (2000) tivessem sido empregadas. A carteira LF teria apenas uma empresa por ano em 7 em 10 anos e a HF menos de 10 empresas em 5 dos 10 anos se a classificação proposta por Piotroski (2000) fosse aplicada à amostra brasileira neste artigo. Em média, 26%, 44% e 30% da amostra foram classificados anualmente como HF, MF e LF, respectivamente. Estas porcentagens foram muito próximas dos 30%, 40% e 30% utilizados nas carteiras constituídas para estimar os fatores de risco dos modelos de Fama e French (1993) e Carhart (1997) descritos a seguir. Os cálculos detalhados da quantidade de empresas para cada item da métrica-F e por ano para cada método estão disponíveis com os autores.

3.3 Modelos de ajuste de risco e hipóteses

Regressões com retornos mensais para carteiras HF e LF foram estimadas para período inteiro da amostra (julho de 2008 a junho de 2018) e em um subperíodo da adoção integral das IFRS (julho de 2011 a junho de 2018), de acordo com as Equações 1, 2 e 3 para o CAPM, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997), respectivamente. Para estimar as regressões foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários com erros padrão robustos para heteroscedasticidade, visando verificar se os coeficientes alfa estimados das carteiras HF e LF igualmente ponderadas foram positivos e significativos, assim como para as séries mensais das carteiras de diferenças entre as carteiras HF e LF (HMLF), como em Hyde (2018, 2014).

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Eq. 1}$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i \times \text{SMB}_t + h_i \times \text{HML}_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Eq. 2}$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i \times \text{SMB}_t + h_i \times \text{HML}_t + w_i \times \text{WML}_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Eq. 3}$$

$R_{i,t}$, $R_{f,t}$ e $R_{m,t}$ são os retornos da carteira i no mês t , a taxa livre de risco, e o índice de ações Ibovespa, respectivamente, com $\varepsilon_{i,t}$ sendo o erro correspondente nas Equações 1, 2, e 3. α_i é o intercepto estimado da regressão que indica o retorno em excesso ajustado por risco da carteira i .

O primeiro fator de risco nas Equações 1, 2 e 3 é o prêmio de risco de mercado (MRP), que é a diferença entre o retorno observado para o índice Ibovespa ($R_{m,t}$) e a taxa do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) para cada mês ($R_{f,t}$), que permanece como sendo a taxa livre de risco. O índice Ibovespa representa a carteira de mercado porque é o mais antigo e mais seguido índice brasileiro; tem uma correlação 0,99 com o índice Brasil 100 (IBrX 100), que é mais amplo e seria uma alternativa; e é adotado em muitos estudos brasileiros (Roquete et al., 2018). Assim, o uso de qualquer um desses dois índices provavelmente produziria quase os mesmos resultados. Uma carteira igualmente ponderada das ações utilizadas para calcular os quatro fatores de risco tinha um coeficiente de correlação de 0,83 com o Ibovespa e 0,82 com o IBrX 100. Assim, uma carteira ponderada pelo valor dessas ações se comportaria de forma muito semelhante a esses índices de mercado.

O CDI é uma taxa de juros e representa a taxa sem risco porque é o valor de referência mais utilizado, sendo incluído como taxa comparativa nas fichas técnicas de quase todos os tipos de fundos. É considerado um custo de oportunidade no mercado brasileiro, e seu comportamento é muito semelhante à taxa do tesouro do Governo federal, com uma correlação de 0,99, embora não esteja diretamente sujeito à taxa de juros básica da política monetária (Roquete et al., 2018). β_i é o coeficiente do fator MRP para a carteira i .

As ações da amostra foram ranqueadas em função do seu valor de mercado em junho do ano t . A amostra ordenada foi então dividida em três grupos, chamados Grande (30% das empresas incluídas na amostra com o valor de mercado mais elevado), Médio (próximos 40%) e Pequeno (restantes 30% das empresas incluídas na amostra com o valor de mercado mais baixo). O SMB_t é o segundo fator de risco, presente nas Equações 2 e 3, e é a diferença entre as carteiras igualmente ponderadas constituídas pelas ações pequenas e grandes. s_i é o coeficiente do fator de risco SMB. Esse procedimento é uma adaptação daquele em Fama e French (1993) e análogo ao de vários autores brasileiros (Roquete et al., 2018; Mussa et al., 2012; Rayes et al., 2012; Machado e Medeiros, 2011, por exemplo). O cálculo dos dois fatores de risco restantes descritos a seguir é semelhante.

As ações da amostra foram também ordenados em junho do ano t de acordo com o book-to-market ratio (BTM), que é a razão entre o patrimônio líquido e o valor de mercado da empresa em dezembro do ano $t-1$. A amostra foi então dividida em três grupos, designados como Alto (30% das empresas incluídas na amostra com o BTM mais elevado), o que representa as ações de valor, Médio (próximos 40%) e Baixo (restantes 30% das empresas incluídas na amostra com o BTM mais baixo), representando as ações de crescimento. O HML_t é o terceiro fator de risco presente nas Equações 2 e 3 e é a diferença entre as carteiras igualmente ponderadas das ações classificadas como Alto e Baixo, sendo h_i seu coeficiente.

Finalmente, a amostra foi novamente ordenada de acordo com o retorno acumulado ao longo dos últimos 12 meses findo em junho do ano t , excluindo este mês para evitar o *bounce* entre as cotações de compra e venda, considerando assim uma janela de 11 meses. As ações incluídas na amostra foram classificadas como Vencedoras (as 30% com os retornos cumulativos mais elevados na janela de 11 meses), Neutras (as próximas 40%) e perdedoras (as restantes 30% com os piores resultados cumulativos na janela de 11 meses). WML_t é o quarto fator de risco, presente apenas na Equação 3, e é a diferença entre os retornos mensais da carteira igualmente ponderada das carteiras Vencedoras e Perdedoras, sendo w_i seu coeficiente.

As hipóteses resultantes da revisão da literatura e testadas neste artigo são que (H1) a carteira HF apresenta resultados médios ou medianos mais elevados que a carteira LF, embora (H2) os coeficientes alfa de HF e LF não sejam significativos após o ajuste do modelo de Carhart (1997). As evidências em Hyde (2014) e Piotroski (2000), para a métrica-F, e em Abarbanell and Bushee (1998) e Arnott et al. (2005), para os fundamentos em geral, entre outros, apóiam a H1. A noção de que um método simples de pontuação, como o F-Score, oferece consistentemente alfas positivos e significativos, mesmo depois do ajuste para fatores de risco bem conhecidos, indicaria a inadequação do modelo de precificação de ativos de Carhart (1997), e a evidência em Hyde (2018), para a métrica-F, sugere que isso não acontece e suporta H2.

4. Resultados

4.1 Discussão dos fatores de risco

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas das principais carteiras e fatores de risco no período de amostragem de 120 meses compreendido entre julho de 2008 e junho de 2018, bem como na amostra de 84 meses do subperíodo que teve início em 2011. O MRP não apresentou média, significativamente, diferente de zero ao longo do período, tendo atingido a maior volatilidade entre os fatores de risco considerados. Este resultado indica um período em que o mercado de ações não conseguiu obter um retorno cumulativo superior ao CDI, o que é consistente com Daltro e Leal (2019).

Tabela 2

Estatísticas descritivas dos resultados das carteiras selecionadas

Carteira	Média	Mediana	DP	M/DP	Mín	Máx
Painel A: julho de 2008 a junho de 2018 (120 meses)						
SMB	-0,55	-1,16**	4,76	-0,11	-10,86	16,25
HML	-0,01	-1,00	4,48	0,00	-8,27	20,15
WML	1,14**	2,20**	5,38	0,21	-21,53	11,02
MRP	-0,52	-0,76	6,59	-0,08	-25,60	18,60
HF	1,03**	1,43**	5,52	0,19	-24,71	20,74
MF	0,85	0,70	6,79	0,12	-24,93	34,24
LF	0,35	0,37	8,47	0,04	-32,73	37,52
HMLF	0,68*	1,04**	4,27	0,16	-16,78	14,64
Painel B: julho de 2011 a junho de 2018 (84 meses)						
SMB	-0,85*	-1,16**	4,76	-0,11	-8,95	16,25
HML	-0,02	-0,99	4,67	0,00	-8,27	20,15
WML	1,58**	2,67**	5,29	0,30	-21,53	11,02
MRP	-0,45	-0,98	6,18	-0,07	-13,75	18,60
HF	0,70	0,97*	4,32	0,16	-9,42	11,58
MF	0,63	0,35	5,48	0,12	-9,76	18,97
LF	0,07	-0,05	6,34	0,01	-13,64	22,58
HMLF	0,63*	1,05**	3,24	0,19	-11,18	8,42

Obs.: Todos os números indicam porcentagens. O segundo período corresponde àquele em que a convergência às normas internacionais de contabilidade já havia sido plenamente realizada para as empresas brasileiras negociadas em bolsa. O SMB (pequeno menos grande) é o prêmio de risco mensal para as ações de pequenas empresas. O HML (alto menos baixo) é o prêmio de risco para ações com o patrimônio líquido mais elevado com relação ao seu valor de mercado. WML (vencedores menos perdedores) é o prêmio de risco para as ações com os retornos cumulativos mais elevados nos 12 meses anteriores. O MRP é o prêmio de risco de mercado calculado como a diferença entre a rentabilidade do Ibovespa e o CDI para cada mês. HF é a carteira das empresas com métrica-F maior ou igual a 7, LF é a carteira de empresas com métrica-F menor ou igual a 4, e MF contém as outras empresas. HMLF é a diferença entre o retorno das carteiras HF e LF em cada mês. Média é a média aritmética dos retornos mensais. Mediana é a mediana dos retornos mensais. Mín. e Máx. são os retornos mensais mínimos e máximos. DP é o desvio padrão dos retornos mensais. M / DP é a relação entre a média aritmética e o desvio padrão dos retornos mensais. O teste de normalidade Shapiro-Wilk, não mostrado, rejeitou a normalidade de todas as séries retratadas na tabela. ** and * indicam que a média é significativamente diferente de zero, de acordo com um teste-t bicaudal, bem como que a mediana é significativamente diferente de zero, de acordo com um teste de sinais de Wilcoxon a 5% e 10%, respectivamente. O número médio de empresas por ano em HF, MF e LF é de 36,0, 60,1 e 41,2, respectivamente.

A média e mediana do fator SMB são negativas e revelam que as maiores empresas tiveram um melhor desempenho no período de amostragem, de acordo com as evidências brasileiras de Cordeiro e Machado (2013), Mussa, Famá e Santos (2012), Machado e Medeiros (2011), entre outros, contradizendo as evidências seminais dos EUA em Fama e French (1993) por um período muito mais longo. A ausência de significância estatística para a média da SMB confirma Machado, Faff e Silva (2017), Cordeiro e Machado (2013), Rayes et al. (2012) e Machado e Medeiros (2011) no Brasil e Alquist, Israel e Moskowitz (2018), revela significância estatística negativa para outros países. Também é possível que os filtros de liquidez aplicados aqui excluíssem as existências de empresas de menor dimensão, cujos retornos são naturalmente cruciais para o prêmio de tamanho. Além disso, Alquist et al. (2018) and Asness et al. (2018) alegam que o prêmio de tamanho não é robusto ou estatisticamente significativo e se deve à falta de liquidez, a empresas muito pequenas, ao efeito de janeiro ou à prospecção de dados.

A média do fator HML no Painel A da Tabela 2 é basicamente zero ao longo do período e corresponde aos resultados de vários autores brasileiros, sugerindo algumas persistência nos prêmios nulo ou até mesmo negativo para as ações de valor no Brasil (Medeiros e Bressan, 2015; Machado e Medeiros, 2014; Cordeiro e Machado, 2013; Rayes et al., 2012; Machado e Medeiros, 2011). No entanto, isso vai contra a evidência seminal em Fama e French (1993) e à evidência brasileira em Mussa et al. (2011).

A WML média foi positiva e significativa e a mais alta entre os quatro fatores da Carhart (1997), indicando retornos persistentemente positivos entre as empresas brasileiras, o que corresponde às evidências relatadas por vários autores brasileiros (Machado et al., 2017; Machado e Medeiros, 2014; Machado e Medeiros, 2011) e internacionais (Carhart, 1997), mas contradiz Mussa et al. (2012), que não encontrou significado para o fator de risco do momento.

Embora esses resultados sejam consistentes com várias conjecturas apresentadas na literatura, o período de 10 anos analisado é relativamente curto para interpretações substantivas de cada fator de risco e, de qualquer maneira, este não é o propósito deste artigo. Além disso, Welch e Goyal (2008) afirmam o desempenho mau e instável ao longo do tempo da maioria dos modelos que tentam prever o retorno fora da amostra, o que é corroborado por Bahrami, Shamsuddin e Uylangco (2018) em mercados emergentes. Consequentemente, na interpretação dos resultados a serem apresentados, essas advertências sobre os fatores de risco devem ser tomadas em consideração.

4.2 Estatísticas descritivas da métrica-F

O Painel A da Tabela 2 mostra que o HF tinha uma rentabilidade média mais elevada e um desvio-padrão mais baixo que o MF e o LF. A carteira HMLF, que é a diferença entre os resultados do HF e do LF, ofereceu uma rentabilidade positiva e marginalmente significativa, que é inferior ao HF. O desvio-padrão da carteira HF é inferior à MF e LF, mas superior ao HMLF.

As estatísticas descritivas adicionais do Painel B da Tabela 2 descrevem o período entre julho de 2011 e junho de 2018, quando a convergência internacional das normas contábeis já tinha sido plenamente realizada. Globalmente, os resultados são consistentes com os do período a partir de julho de 2008, exceto no que se refere à perda de significância da rentabilidade média mensal da carteira de HF, mas não da mediana de sua rentabilidade. Os valores menores dos desvios-padrão das carteiras HF, MF, LF e HMLF também se destacam. A convergência com as normais contábeis internacionais não parece ter afetado substancialmente estes resultados iniciais.

As carteiras das empresas com bons fundamentos contábeis podem oferecer retornos mais elevados com menor volatilidade, sujeitas as limitações da duração do período de amostragem. Assim, a evidência é consistente com o H1 de que os retornos médios ou medianos do HF seriam superiores aos da carteira LF, apoiando preliminarmente a noção de que uma carteira de empresas com melhores fundamentos pode superar as carteiras de empresas com fundamentos não tão bons.

4.3 Carteiras de métrica-F, ajuste de risco e alfas

O Pannel A da Tabela 3 mostra os coeficientes dos modelos de precificação dos ativos ajustados aos resultados das carteiras HF e LF igualmente ponderadas com base na métrica-F. Apenas a carteira HF exibiu um alfa positivo e significativo para os três modelos, de acordo com Hyde (2018) para a Austrália. Além disso, destaca-se que a importância do alfa para a carteira HF obtida com o CAPM permanece mesmo após a utilização dos fatores de risco adicionais dos outros modelos. Isso sugere provavelmente que a carteira HF possivelmente tenha mérito, mas os resultados do Pannel B da Tabela 3, no subperíodo IFRS, mostram coeficientes alfa não significativas para HF em todos os modelos. Assim, é provável que os resultados no Pannel A sejam simplesmente relacionados com o período e que não possam ser generalizados. O coeficiente beta foi significativo em todos os modelos, como esperado, porque o PMR continua sendo o fator de risco mais importante para as carteiras de ações brasileiras (Medeiros e Bressan, 2015; Machado e Medeiros, 2011). A carteira LF tinha um coeficiente beta superior à HF, também como esperado, porque as empresas nesta carteira têm fundamentos de menor qualidade devido à forma em que foram construídas, de acordo com a métrica-F. Portanto, não é surpreendente que apresentem um maior risco sistemático. Estes resultados são consistentes com os de Asness, Frazzini e Pedersen (2019), que mostram que as empresas de maior qualidade têm beta menor.

Tabela 3

Carteiras de métrica-F, ajuste de risco e alfas

Modelo	Carteira	α	β	s	H	w	R^2 aj.
Pannel A: julho de 2008 a junho de 2018 (120 meses)							
CAPM	HF	0,56*	0,70**	-	-	-	0,68
	LF	0,06	1,04**	-	-	-	0,65
	HMLF	-0,32	-0,34**	-	-	-	0,27
F&F	HF	0,77**	0,67**	0,41**	-0,12	-	0,78
	LF	0,43	0,96**	0,75**	-0,11	-	0,80
	HMLF	-0,47	-0,29**	-0,33**	-0,02	-	0,40
Carhart	HF	0,74**	0,68**	0,44**	-0,11	0,05	0,78
	LF	0,50	0,95**	0,69**	-0,14	-0,10	0,80
	HMLF	-0,59*	-0,26**	-0,23**	0,02	0,16**	0,42
Pannel B: julho de 2011 a junho de 2018 (84 meses)							
CAPM	HF	0,14	0,58**	-	-	-	0,69
	LF	-0,37	0,85**	-	-	-	0,69
	HMLF	-0,31	-0,27**	-	-	-	0,26
F&F	HF	0,29	0,59**	0,17**	-0,02	-	0,72
	LF	0,11	0,86**	0,56**	-0,02	-	0,83
	HMLF	-0,64**	-0,27**	-0,38**	0,00	-	0,51
Carhart	HF	0,31	0,58**	0,16	-0,02	-0,02	0,72
	LF	0,28	0,79**	0,40**	-0,04	-0,21**	0,84
	HMLF	-0,80**	-0,20**	-0,24**	0,02	0,20**	0,56

Obs.: Regressões estimadas com mínimos quadrados ordinários e erros padrão robustos com retornos mensais. HF é a carteira das empresas com métrica-F maior ou igual a 7, LF é a carteira de empresas com métrica-F menor ou igual a 4. HMLF é a diferença entre o retorno das carteiras HF e LF em cada mês. Os modelos CAPM, 3 fatores de Fama e French (F&F) e Carhart foram definidos nas Equações 1, 2 e 3, respectivamente. O alfa (α) é indicado em porcentagem por mês e é o intercepto da regressão. β é o coeficiente referente ao prêmio do risco de mercado. s , h , e w são os coeficientes dos fatores de risco do tamanho (SMB), valor (HML) e momento (WML), respectivamente. ** e * indicam a significância aos níveis de 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente do fator SMB foi positivo e significativo na maioria dos casos, indicando que a rentabilidade das carteiras HF e LF, igualmente ponderadas, foi dominada pelos retornos das empresas HF baixas e altas, de acordo com as conclusões de Galdi e Lopes (2013). Além disso, esse coeficiente foi mais elevado para a carteira LF, indicando que tende a ter empresas menores, o que também é consistente com a presença de piores fundamentos nas empresas menores (Fama e French, 1993). Os coeficientes do fator HML não foram significativos, sugerindo que as empresas das carteiras HF e LF não podem ser caracterizadas como ações de valor ou crescimento, corroborando evidências de que o comportamento desse fator no mercado brasileiro varia com o período e a carteira estudados (Machado et al., 2017; Machado e Medeiros, 2014; Cordeiro e Machado, 2013; Rayes et al., 2012; Machado e Medeiros, 2011). Esses resultados são aproximadamente os mesmos com ou sem o fator de risco WML. Finalmente, o coeficiente WML foi negativo e significativo para a carteira LF no subperíodo em que a adoção integral das IFRS tinha sido concluída, fornecendo alguns elementos de prova adicionais de que as empresas que tiveram piores resultados nos 12 meses anteriores à formação da carteira dominavam o retorno da carteira LF.

A carteira longa na carteira HF e curta na carteira LF (HMLF) apresentou apenas um coeficiente alfa ligeiramente significativo e negativo para o modelo Carhart (1997), com todas as betas negativas e significativas, sugerindo que se trata de uma carteira contracíclica com potencial de destruição de valor para o investidor. O coeficiente do fator SMB também foi negativo e significativo, indicando que as médias e grandes empresas concentram as ações com melhores fundamentos que as pequenas empresas. Mais uma vez, não houve significância para os coeficientes do fator HML, mas houve uma indicação de um efeito do momento para o HMLF, com coeficiente positivo e significativo para o fator WML. Caso fossem usadas carteiras ponderadas pelo valor em vez das carteiras igualmente ponderadas, que favorecem as ações menores, influenciariam ainda mais os resultados para as empresas maiores. Finalmente, os outros resultados para o período com início em julho de 2011, após a conclusão da convergência contábil para as normas internacionais, estão no Painel B da Tabela 3 e são análogas àquelas apresentadas no Painel A, com a notável exceção da perda de importância dos coeficientes alfa das carteiras HF.

Em geral, estes resultados confirmam H2, que afirma que uma estratégia de métrica-F elevada não é capaz de gerar alfa, embora apresentem retornos médios e medianos mais elevados e menores riscos totais e beta. Estes resultados, mesmo na ausência do alfa, sublinham a importância dos fundamentos contábeis das empresas para os investidores.

5. Conclusões e implicações

Este artigo empregou a métrica de métrica-F do Piotroski (2000), que avalia a qualidade dos fundamentos de uma empresa para verificar se estão relacionados à geração de retornos anormais. A adoção gradual da IFRS está incluída no período de amostragem que inicia em julho de 2008 e termina em junho de 2018. A análise foi repetida para o período entre julho de 2011 e junho de 2018, no qual foi concluída a adoção das IFRS para as empresas cotadas. A amostra inclui, em média, 146 empresas por ano. Foram construídas carteiras igualmente ponderadas com as empresas de acordo com suas pontuações F no final de junho de cada ano, com informações disponíveis no final de dezembro do ano anterior para evitar o viés prospectivo.

Apenas a carteira de métrica-F elevada apresentou um alfa positivo e significativo para todo o período de amostragem, mas desapareceu no período que começou em 2011. A evidência sobre o potencial de geração do alfa aqui apresentado não foi conclusiva, pois dependia do período estudado e confirma a hipótese de que carteiras de alta métrica-F podem não gerar alfa. Isso é consistente com o que Hyde (2014) relata para o Brasil, mas não é consistente com o que o mesmo autor (2018, 2014) relatou para outros países. Os dados relativos ao risco de mercado (beta) eram mais robustos e mostravam que a carteira com empresas com melhores fundamentos apresentava um beta inferior ao das empresas com piores fundamentos, o que é consistente com Asness et al. (2019). O portfólio de alta métrica-F apresentou maiores retornos médios e medianos que as carteiras de métrica-F baixa e média, de acordo com os achados de Abarbanell e Bushee (1998) referente aos maiores retornos para empresas com melhores fundamentos. A ponderação igual e os coeficientes significativos para o fator de risco do prêmio de tamanho sugerem que as grandes empresas não dominam o retorno do portfólio de F-Score alto, o que está de acordo com as constatações brasileiras em Galdi e Lopes (2013). O fator de risco do prêmio para as ações de valor não era significativo e não parecia estar relacionado com a composição da carteira de acordo com a métrica-F. As carteiras com a métrica-F inferior apresentaram um coeficiente negativo e significativo para o fator de risco do momento no subperíodo iniciado em 2011, sugerindo retornos persistentemente negativos.

Esses resultados implicam que carteiras compostas por empresas com métrica-F mais elevada e que, de preferência, se concentrem em ações de empresas médias ou menores têm o potencial de oferecer uma rentabilidade média atraente com menor risco de mercado e menor risco de rentabilidade catastrófica, embora não se deva esperar alcançar um alfa positivo e significativo. Este portfólio é defensivo e pode ser particularmente relevante para investidores individuais menos sofisticados que não têm tempo, talento e recursos para realizar uma análise fundamental adequada. A métrica-F também pode ser um critério para formar um índice ou ETF. A análise aqui apresentada também contribui para mostrar que uma carteira de alta métrica-F não é uma carteira de ações de valor. Este estudo foi também o primeiro a abordar a métrica-F em um período de padrões contábeis homogêneos para empresas negociadas no Brasil. Finalmente, observe-se que a ponderação igual das carteiras indicava que as empresas de tamanho médio com bons fundamentos poderiam ser uma boa escolha para o investidor.

Algumas sugestões para futuras pesquisas podem ser apresentadas. Primeiro, como o período de amostragem é sempre relativamente curto no Brasil, técnicas de simulação podem ser utilizadas na série de retorno das carteiras de métrica-F para obter uma distribuição alfa e ter uma inferência mais robusta sobre ela. Alternativamente, pode ser que fatores omitidos expliquem a obtenção de um alfa positivo e significativo durante todo o período de amostragem. Exemplos de candidatos para tais fatores seriam a Betting Against Beta (BAB), o que reflete a tendência para comprar ações com beta baixo, evitando aquelas com beta alto, e o fator Quality Minus Junk (QMJ), o que reflete uma tendência a comprar empresas lucrativas, crescentes, seguras e com altos dividendos, conforme as propostas de Frazzini e Pedersen (2014) e Asness et al. (2019), respectivamente. Além disso, podem também ser considerados os dois fatores adicionais do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015). Estes fatores adicionais possivelmente eliminariam a importância do alfa em todos os casos para empresas com métrica-F elevada, porque também apresentaram betas mais baixos, o que é uma característica comum entre estas empresas e fatores.

6. Referências

- Abarbanell, J. S. & Bushee, B. J. (1998). Abnormal returns to a fundamental analysis strategy. *The Accounting Review*, 73(1), pp.19–45. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/248340?seq=1>
- Alquist, R., Israel, R. & Moskowitz, T. (2018). Fact, fiction, and the size effect. *Journal of Portfolio Management*, 45(1), pp. 34-61. doi: 10.3905/jpm.2018.1.082
- Arnott, R., Hsu, J. & Moore, P. (2005). Fundamental indexation. *Financial Analysts Journal*, 61(2), pp. 83–99. doi: 10.2469/faj.v61.n2.2718
- Asness, C., Frazzini, A., Israel, R. & Moskowitz, T. J. (2015). Fact, fiction, and value investing. *Journal of Portfolio Management*, 42(1), pp. 34–52. doi: 10.3905/jpm.2015.42.1.034
- Asness, C., Frazzini, A., Israel, R., Moskowitz, T. J. & Pedersen, L. H. (2018). Size matters, if you control your junk. *Journal of Financial Economics*, 129(3), pp. 479–509. doi: 10.1016/j.jfineco.2018.05.006
- Asness, C. S., Frazzini, A. & Pedersen, L. H. (2019). Quality minus junk. *Review of Accounting Studies*, 24(1), pp. 34-112. doi: 10.1007/s11142-018-9470-2
- Bahrami, A., Shamsuddin, A. & Uylangco, K. (2018). Out-of-sample stock return predictability in emerging markets. *Accounting & Finance*, 58(3), pp. 727-750. doi: 10.1111/acfi.12234
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), pp. 57-82. doi: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x
- Carneiro, A. & Leal, R. P. C. (2017). Naive portfolios, Brazilian stock funds, and individual investors. *Academia Revista Latinoamericana de Administración*, 30(3), pp. 383-401. doi: 10.1108/ARLA-08-2016-0217
- Cordeiro, R. A. & Machado, M. A. V. (2013). Value or growth strategy? Empirical evidence in Brazil. *Review of Business Management*, 15(46), pp. 91-111. doi: 10.7819/rbgn.v15i46.1170
- Costa Jr., N. C. A., Meurer, R. & Cupertino, C. M. (2007). Existe alguma relação entre retornos contábeis e retornos do mercado de ações no Brasil? *Revista Brasileira de Finanças*, 5(2), pp. 233-245. Recuperado de <http://www.spell.org.br/documentos/ver/23586/existe-alguma-relacao-entre-retornos-contabeis-e-retornos-do-mercado-de-acoes-no-brasil->
- Daltro, A. B. V. & Leal, R. P. C. (2019). Fixed income and passive asset allocation outperformance in Brazil. *The Journal of Wealth Management*, 22(2), pp. 37-49. doi: <https://doi.org/10.3905/jwm.2019.1.071>
- Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), pp. 427-465. doi: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp. 3-56. doi: 10.1016/0304-405X(93)90023-5
- Fama, E. F. & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), pp. 457-472. doi: 10.1016/j.jfineco.2012.05.011
- Fama, E. F. & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), pp. 1-22. doi: 10.1016/j.jfineco.2014.10.010
- Frazzini, A. & Pedersen, L. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1), pp. 1–25. doi: 10.1016/j.jfineco.2013.10.005
- Galdi, F. C. & Lopes, B. (2013). Limits to arbitrage and value investing: Evidence from Brazil. *Latin American Business Review*, 14(2), pp. 107-137. doi: 10.1080/10978526.2013.808943

- Galdi, F. C. & Lima, V. S. (2016). Value & growth investing e PEAD no Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, 14(4), pp. 551-551. Recuperado de <http://www.spell.org.br/documentos/ver/45809/value--growth-investing-e-pead-no-brasil>
- Graham, B. (2007). *O investidor inteligente*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira
- Hyde, C. E. (2014). An emerging markets analysis of the Piotroski F-score. *JASSA The Finsia Journal of Applied Finance*, 2(1), pp. 23-28. doi: 10.2139/ssrn.2274516
- Hyde, C. E. (2018). The Piotroski F-Score: Evidence from Australia. *Accounting & Finance*, 58(2), pp. 423-444. doi: 10.1111/acfi.12216
- Machado, M. A. V., Faff, R. & Silva, S. C. S. (2017). Applicability of investment and profitability effects in asset pricing models. *Revista de Administração Contemporânea*, 21(6), pp. 851-874. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/1982-7849rac2017170027>.
- Machado, M. A. V. & Medeiros, O. R. (2011). Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: Evidências empíricas no mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 9(3), pp. 383-412. Recuperado de <http://www.spell.org.br/documentos/ver/4545/modelos-de-precificacao-de-ativos-e-o-efeito-li--->
- Machado, M. A. V. & Medeiros, O. R. (2014). Anomalias e retorno acionário: Evidências empíricas do mercado brasileiro. *Revista de Administração FACES Journal*, 13(2), pp. 26-46. Recuperado de <http://www.fumec.br/revistas/facesp/article/view/3117/1960>
- Malta, T. L. & Camargos, M. A. (2016). Variáveis da análise fundamentalista e dinâmica e o retorno acionário de empresas brasileiras entre 2007 e 2014. *REGE - Revista de Gestão*, 23(1), pp. 52-62. doi: 10.1016/j.rege.2015.09.001
- Medeiros, L. C. & Bressan, A. A. (2015). O value premium e o risco-país como dimensões do risco na estimação dos retornos condicionados: um estudo do mercado brasileiro. *Brazilian Business Review*, 12(3), pp. 70-95. doi: 10.15728/bbr.2015.12.3.4
- Mussa, A., Famá, R. & Santos, J. O. (2012). A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. *REGE - Revista de Gestão*, 19(3), pp. 453-472. doi: 10.5700/rege433
- Piotroski, J. (2000). Value investing: The use of historical financial statement analysis to separate winners from losers. *Journal of Accounting Research*, 38(supplement), pp. 1-41. doi: 10.2307/2672906
- Rayes, A. C. R. W., Araújo, G. S. & Barbedo, C. H. S. (2012). O modelo de 3 fatores de Fama e French ainda explica os retornos no mercado acionário brasileiro? *Revista Alcance*, 19(1), pp. 52-61. doi: <https://doi.org/10.14210/alcance.v19n1.p52-61>
- Roquete, R. M., Leal, R. P. C. & Campani, C. H. (2018). Fundamental indexation in Brazil: A competitive strategy? *Review of Business Management*, 20(3), pp. 361-377. doi: 10.7819/rbgn.v20i3.3261
- Rostagno, L. M., Soares, K. T. C. & Soares, R. O. (2008). O perfil fundamentalista das carteiras vencedoras e perdedoras na Bovespa no período de 1995 a 2002. *Brazilian Business Review*, 5(3), pp. 271-288. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/1230/123012563007.pdf>
- Welch, I. & Goyal, A. (2008). A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *The Review of Financial Studies*, 21(4), pp. 1455-1508. doi: 10.1093/rfs/hhm014
- Werneck, M. A., Nossa, V., Lopes, A. B. & Teixeira, A. (2010). Estratégia de investimentos baseada em informações contábeis: modelo residual income valuation - Ohlson versus R-score - Piotroski. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 3(2), pp. 141-164. Recuperado de <http://www.atena.org.br/revista/ojs-2.2.3-06/index.php/ASAA/article/viewFile/1758/1639>