


Precificação de anomalias através de modelos fatoriais: um teste em mercados da América Latina*


Gabriel Augusto de Carvalho¹

 <https://orcid.org/0000-0002-3908-1552>
E-mail: ga09carvalho@gmail.com


Hudson Fernandes Amaral²

 <https://orcid.org/0000-0001-8455-0285>
E-mail: hudson.amaral@unihorizontes.br

Juliano Lima Pinheiro³

 <https://orcid.org/0000-0003-0715-2237>
E-mail: julianopinheiro@face.ufmg.br

Láise Ferraz Correia⁴

 <https://orcid.org/0000-0002-0977-9298>
E-mail: laise@cefetmg.br

¹ Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais, Programa de Pós-Graduação em Administração, Belo Horizonte, MG, Brasil

² Centro Universitário Unihorizontes, Programa de Mestrado Acadêmico em Administração, Belo Horizonte, MG, Brasil

³ Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Ciências Contábeis, Belo Horizonte, MG, Brasil

⁴ Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais, Programa de Pós-Graduação em Administração, Belo Horizonte, MG, Brasil

Recebido em 16.06.2020 – Desk aceite em 13.08.2020 – 3ª versão aprovada em 02.02.2021 – Ahead of print em 23.07.2021

Editor-Chefe: Fábio Frezatti

Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro

RESUMO

Este artigo objetivou testar o modelo de cinco fatores nos mercados emergentes da América Latina. Para verificar qual composição de fatores melhor se ajusta aos dados, também foram estimados os modelos de três e quatro fatores. Os modelos de precificação de ativos foram propostos no contexto de mercados desenvolvidos, sendo restrito o número de testes empíricos desses modelos a partir de dados de mercados emergentes. Esta pesquisa sustenta-se nas diferenças existentes entre os mercados dos países desenvolvidos e emergentes, que afetam o poder preditivo dos modelos e, assim, o processo de tomada de decisão dos investidores. A pesquisa ainda fornece evidências que contribuem para uma tomada de decisão mais assertiva para os diferentes atores do mercado financeiro. Além disso, é indicada a oportunidade para realizar testes com a inclusão de novos fatores nos modelos. Foi considerada uma amostra de ativos listados nas bolsas de valores do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru entre junho de 1999 e junho de 2017. A construção dos fatores baseou-se no diferencial de retorno entre portfólios formados a partir das características dos ativos, sendo a estimação dos modelos realizada por meio da metodologia de regressão em dois passos. Os resultados das regressões do primeiro e do segundo passo indicaram que o modelo de cinco fatores apresentou o melhor poder preditivo. Porém, na estimação do segundo passo, nenhum dos modelos foi capaz de explicar completamente os retornos dos portfólios. Ou seja, o modelo de cinco fatores foi o que apresentou o melhor ajuste à amostra, embora possa haver fatores relevantes não incorporados em sua especificação. A principal contribuição deste artigo reside no melhor conhecimento sobre os fatores relevantes para a precificação de ativos em mercados emergentes.

Palavras-chave: precificação de ativos, modelos fatoriais, fatores de precificação, mercados emergentes, América Latina.

Endereço para correspondência

Gabriel Augusto de Carvalho

Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais Departamento de Ciências Sociais Aplicadas
Avenida Amazonas, 7675 – CEP 30510-000
Nova Gameleira – Belo Horizonte – MG – Brasil

*Os autores agradecem ao Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais (CEFET-MG) pelo apoio financeiro na realização desta pesquisa.



1. INTRODUÇÃO

Estudos sobre precificação de ativos buscam identificar os fatores relevantes ao processo gerador de retornos e, assim, compreender melhor a tomada de decisão pelos investidores e, por consequência, o comportamento dos preços dos ativos. O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desenvolvido a partir dos trabalhos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), é um modelo de fator único, que descreve o retorno esperado do ativo em função do seu nível de risco sistêmico.

Como destacado por Fama e French (2004), os resultados dos testes empíricos indicaram que o modelo CAPM possui limitações e, com isso, modelos fatoriais, teóricos e empíricos, foram sendo propostos. Merton (1973) propôs o *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM), modelo em que o processo gerador de retorno passa a ser explicado por vários fatores. E, sob a premissa principal de ausência de oportunidades de arbitragem no mercado, Ross (1976) desenvolveu a *Arbitrage Pricing Theory* (APT) como abordagem alternativa para explicar o processo gerador de retornos, a qual também assume que os retornos dos ativos podem ser descritos por diversos fatores. Por meio desses modelos, diversos testes empíricos do processo gerador de retornos foram realizados com o intuito de analisar a precificação de anomalias observadas nos mercados. Dentre esses modelos, destacam-se o modelo de três fatores de Fama e French (1993), o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015).

Conforme apontam Cakici, Fabozzi e Tan (2013) e Leite, Klotzle, Pinto e Silva (2018), a maior parte dos estudos sobre precificação de ativos foi desenvolvida no contexto dos mercados desenvolvidos, e, apesar do ganho de importância dos mercados de capitais dos países emergentes, são escassos os modelos capazes de explicar adequadamente o processo gerador de retornos nesse contexto. Leite et al. (2018) caracterizam os mercados emergentes pela menor qualidade dos dados disponíveis, instabilidade política e institucional e maior vulnerabilidade ao capital especulativo. Harvey (1995) destaca que os ativos negociados em mercados emergentes possuem uma baixa exposição aos fatores de precificação tradicionalmente empregados na literatura. Tais aspectos podem afetar a racionalidade da tomada de decisão pelos investidores e, também, a capacidade dos modelos de precificação em descrever o retorno dos ativos nesses mercados.

Cakici et al. (2013), Cakici, Tang e Yan (2016), Zaremba e Czapkiewicz (2017), Foye (2018) e Leite et al. (2018)

são exemplos de estudos que, para o desenvolvimento de testes empíricos dos modelos de precificação de ativos, empregaram amostras de ativos negociados em mercados emergentes. Os resultados desses estudos apontaram, em geral, para um menor poder preditivo dos modelos nos mercados emergentes, sendo encontradas também evidências da segmentação desses mercados em relação às economias desenvolvidas.

A América Latina caracteriza-se pela presença de diversos mercados emergentes dentre os países que a compõem. A Morgan Stanley Capital International (MSCI), na composição do *Emerging Markets Index* para agosto de 2018, considerou cinco mercados da região, a saber: Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. De acordo com dados da World Federation of Exchanges (WFE), em agosto de 2018, os mercados desses cinco países possuíam mais de 1000 companhias listadas, totalizando uma capitalização de mercado superior a 1,7 trilhões de dólares.

Com isso, percebe-se a oportunidade de se contribuir para a literatura ao se explorar a temática da precificação de ativos em economias emergentes. Desse modo, o objetivo principal deste artigo foi testar o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) no contexto dos principais mercados emergentes da América Latina. Como esse modelo representa uma evolução do modelo de três fatores de Fama e French (1993), a partir do qual Carhart (1997) propôs o modelo de quatro fatores, nesta pesquisa estimaram-se também esses dois modelos. Ou seja, buscou-se analisar a combinação de fatores que melhor explica os retornos dos ativos da amostra.

Como contribuição prática deste trabalho, espera-se que os resultados possam revelar os fatores relevantes e proporcionar uma tomada de decisão mais assertiva dos investidores do mercado, dos gestores das empresas e dos regulamentadores dos mercados de capitais. A contribuição acadêmica concentra-se no fornecimento de novas evidências sobre a precificação de anomalias em mercados emergentes.

Além desta introdução, este artigo possui outras quatro seções. A segunda seção apresenta uma revisão geral da literatura sobre a teoria de precificação de ativos e alguns testes empíricos desenvolvidos em mercados emergentes. A terceira seção descreve os procedimentos metodológicos empregados para o desenvolvimento desta pesquisa. A apresentação e análise dos resultados são desenvolvidas na quarta seção. Por fim, a última seção retoma os objetivos e relata as considerações finais da pesquisa.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Precificação de Ativos

O CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) descreve a formação dos preços dos ativos financeiros sob condições de risco. Segundo esse modelo, o retorno de um ativo é dado pelo retorno do ativo livre de risco acrescido por um prêmio pelo risco de mercado do ativo. Para mensurar o risco de mercado, o CAPM emprega o coeficiente beta, que mede a sensibilidade do retorno do ativo às variações no retorno da carteira de mercado. Desse modo, esse modelo é caracterizado por descrever uma relação linear entre risco e retorno, com a presença de um único fator: o coeficiente beta.

Ross (1976) propôs a *Arbitrage Pricing Theory* (APT) como uma abordagem alternativa para a precificação de ativos, que permite a flexibilização de alguns dos pressupostos do CAPM. Fundamentada na lei do preço único, a APT possui como premissa a impossibilidade de se obter lucros por meio de arbitragem – incorreções nos preços, que permitam a obtenção de lucros sem riscos, são imediatamente eliminadas –, admite a hipótese de expectativas homogêneas e considera a necessidade de um grande número de ativos disponíveis, o que torna o risco não sistemático de um portfólio bem diversificado negligenciável.

Essa nova abordagem sugere a existência de outros fatores capazes de explicar o processo gerador dos retornos dos ativos. Isto é, a APT determina que os retornos sejam descritos por um modelo multifatorial. Em linha com essa proposição, Fama e French (1992) mostraram que o poder explicativo do CAPM é ampliado com a inclusão de outras fontes de riscos ao modelo e, com isso, corroboraram o caráter multidimensional do risco sistêmico.

Desde então diferentes anomalias foram testadas para a especificação de modelos multifatoriais de precificação de ativos. Fama e French (1993) propuseram um modelo que incorpora, para além do retorno de mercado, o retorno oriundo das características tamanho das empresas e índice *book-to-market*. Desse modo, o modelo foi composto por três fatores, a saber: o prêmio pelo fator mercado, mensurado pelo excesso de retorno do portfólio de mercado; o fator *small minus big* (SMB), mensurado pela diferença de retorno entre carteiras compostas por empresas de baixa e de grande capitalização de mercado; e o fator *high minus low* (HML), mensurado pelo diferencial de retorno entre carteiras compostas pelas empresas com elevado e com baixo índice *book-to-market*.

Carhart (1997) propôs a adição do fator momento como variável explicativa dos retornos dos ativos no modelo de

três fatores de Fama e French (1993), culminando assim em um modelo de quatro fatores. Para construir o fator *winners minus loser* (WML), Carhart (1997) mensurou o diferencial de retorno entre portfólios formados pelas ações vencedoras e portfólios formados pelas ações perdedoras.

A partir das evidências empíricas de estudos desenvolvidos ao longo dos anos de 2000, tais como, Fama e French (2006, 2008), Titman, Wei e Xie (2004) e Novy e Marx (2013), Fama e French (2015) verificaram que o modelo de três fatores não é capaz de explicar as anomalias investimento e lucratividade. Diante dessa evidência, Fama e French (2015) propuseram o modelo de cinco fatores, que consistiu na adição dos fatores *robust minus weak* (RMW) – diferença de retornos entre os portfólios formados pelas ações de alta e baixa lucratividade – e *conservative minus aggressive* (CMA) – diferença entre os retornos dos portfólios compostos pelas ações de baixo e elevado nível de investimento – ao modelo de três fatores.

2.1.1 Precificação de ativos em mercados emergentes

Os modelos de Carhart (1997) e de Fama e French (1993, 2015) foram propostos a partir de testes empíricos realizados com dados do mercado norte-americano. Ressalta-se, no entanto, que as particularidades dos mercados emergentes podem afetar a tomada de decisão pelos investidores e, por consequência, o poder preditivo dos fatores de precificação. Desse modo, um número crescente de estudos dedica-se ao desenvolvimento de testes empíricos dos modelos de precificação a partir de dados desse grupo de países.

Em estudo pioneiro, Harvey (1995) pesquisa a precificação de ativos em uma amostra composta por 800 ações de 20 mercados emergentes. O autor testa uma versão global para o modelo CAPM e seus resultados indicam que o modelo não é capaz de explicar os retornos dos ativos dos mercados emergentes. Com isso, é apontado que os mercados emergentes não são completamente integrados ao mercado global, e que existem outros fatores de risco sistêmico que afetam a precificação dos ativos nesses mercados.

De modo similar, estudos posteriores também compararam o desempenho de modelos que consideram fatores globais em relação a uma versão que considera os fatores baseados em dados dos mercados emergentes. Autores como Cakici et al. (2013), Hanauer e Linhart (2015) e Leite et al. (2018) utilizaram essa estratégia no desenvolvimento de suas pesquisas e apontam que, em comparação aos modelos que empregaram fatores globais, os modelos que consideraram os fatores locais apresentaram um maior poder preditivo, o que, tal

como apontado por Harvey (1995), é uma evidência de segmentação entre os mercados emergentes e os mercados de países desenvolvidos.

Além da separação entre mercados desenvolvidos e emergentes, outros aspectos são explorados nos estudos que englobam em suas amostras mercados emergentes. Autores como Cakici et al. (2016), Foye (2018) e Leite et al. (2018) observaram comportamentos divergentes para a média dos retornos dos fatores entre: (i) mercados emergentes diferentes; e (ii) mercados emergentes e mercados desenvolvidos. O padrão de resultados diversos entre os diferentes mercados também foi observado pelos autores quando analisada a significância estatística dos fatores aplicados nos modelos de precificação.

As características e padrões existentes para os ativos negociados em mercados emergentes geram implicações teóricas e práticas. Tal como destacado por Leite et al. (2018), em geral é observado um pior desempenho dos modelos de precificação em explicar os retornos dos ativos em países emergentes em relação aos países desenvolvidos. Para o investidor, as características dos mercados emergentes podem representar uma oportunidade. Como destacado por Harvey (1995), um investidor global, ao alocar parte de seus recursos em mercados emergentes, pode se beneficiar de uma maior diversificação em seu portfólio.

A Tabela 1 a seguir apresenta um resumo com alguns dos principais estudos recentes sobre precificação de ativos elaborados com dados de mercados emergentes.

Tabela 1

Estudos empíricos sobre precificação de ativos com amostras de mercados emergentes

Autores	Amostra	Fatores empregados	Principais evidências
Cakici et al. (2013)	18 mercados emergentes	Mercado; tamanho; valor e momento	Os fatores locais apresentaram um melhor poder preditivo em relação aos fatores americanos e globais.
Hanauer e Linhart (2015)	21 mercados emergentes	Mercado; tamanho; valor e momento	O modelo de maior poder preditivo foi fundamentado em Carhart (1997) com o uso dos fatores locais.
Cakici et al. (2016)	18 mercados emergentes	Mercado; tamanho; valor e momento	Os fatores valor e momento falham em explicar os retornos dos ativos.
Xie e Qu (2016)	Shanghai Stock Exchange (SSE)	Mercado; tamanho; valor	O modelo de Fama e French (1993) se ajustou bem, sendo capaz de elevar o poder preditivo em relação ao CAPM.
Siqueira, Amaral e Correia (2017)	Mercado brasileiro (B3)	Mercado; tamanho; valor; momento; investimento; lucratividade e <i>volume-synchronized probability of informed trading</i> (VPIN)	O fator referente a VPIN elevou o poder explicativo dos modelos. O modelo de melhor desempenho foi composto pelos fatores referentes ao mercado, tamanho, investimento, lucratividade e VPIN.
Zaremba e Czapkiewicz (2017)	5 mercados emergentes da Europa Oriental	Mercado; tamanho; valor; momento; investimento e lucratividade	O modelo de Fama e French (2015) se mostrou superior em explicar os retornos de portfólios formados de acordo com diversas anomalias.
Foye (2018)	18 mercados emergentes	Mercado; tamanho; valor; investimento e lucratividade	Os fatores de Fama e French (2015) proporcionaram o modelo de melhor ajuste nas regiões da Europa Oriental e da América Latina, ao passo que para a Ásia esse modelo não foi capaz de elevar o poder explicativo observado para o modelo de Fama e French (1993).
Leite et al. (2018)	12 mercados emergentes	Mercado; tamanho; valor; investimento e lucratividade	Os modelos de Carhart (1997) e de Fama e French (2015) apresentaram o melhor ajuste, sendo apontado que o fator valor tornou-se redundante no modelo de Fama e French (2015).
Ali, Khurram e Jiang (2019)	Mercado do Paquistão	Mercado; tamanho; valor; momento; investimento e lucratividade	O modelo com os fatores de Fama e French (2015) apresentou o melhor poder preditivo. Ressalta-se ainda que os fatores momento e valor foram redundantes.
Ganz, Schlotfeldt e Rodrigues Junior (2020)	Mercado brasileiro (B3)	Mercado; tamanho; valor; investimento; lucratividade e governança corporativa	Os resultados mostraram que o fator risco de mercado foi o único que se mostrou significativo, independentemente da combinação de fatores testada.

Fonte: *Elaborada pelos autores.*

Os resultados desses estudos compõem mais uma evidência sobre a relevância da temática da precificação de ativos em mercados emergentes. Ressaltam-se os resultados de Foye (2018), que sugerem divergências de poder preditivo

dos modelos para as diferentes regiões estudadas. Desse modo, é pertinente o desenvolvimento de novos trabalhos com essa temática, tendo atenção também às peculiaridades regionais que marcam os mercados examinados.

3. METODOLOGIA

3.1 População e Amostra

A população deste estudo consistiu em todas as ações listadas nas bolsas de valores dos mercados emergentes da América Latina entre 1º junho de 1999 e 30 de junho de 2017. Os países que integraram a amostra foram escolhidos a partir da composição do MSCI *Emerging Markets Latin America Index*, em agosto de 2018, sendo considerados assim os mercados do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

Para a composição da amostra utilizada, inicialmente foram excluídas as ações das empresas financeiras. Conforme destacam Fama e French (1992), a interpretação do índice de endividamento das empresas desse setor não é a mesma que para as demais. Em seguida, diante da limitação de dados para muitas ações que permaneceram na amostra, foram consideradas em cada ano do período amostral apenas as empresas cujas informações descritas a seguir estavam disponíveis na base de dados:

- a. Patrimônio líquido positivo e valor de mercado em 31 de dezembro do ano anterior, com uma tolerância

dos 30 dias anteriores para a segunda variável;

- b. Ativo total em 31 de dezembro dos dois anos anteriores à formação do portfólio;
- c. Lucro operacional em 31 de dezembro do ano anterior à formação do portfólio;
- d. Valor de mercado em 30 de junho, com tolerância dos 30 dias prévios;
- e. Ações que possuíam cotações mensais consecutivas e pelo menos um negócio ao mês, para o período de 12 meses anteriores e posteriores da data de formação dos portfólios.

Na Tabela 2 é apresentada a composição anual da amostra, que está segregada pelos diferentes mercados considerados neste estudo. Ressalta-se a relevância do mercado brasileiro, quando comparado aos demais da região, dado o maior número de ativos que atendem aos critérios estabelecidos na pesquisa. No outro extremo encontra-se a Colômbia, mercado com o menor número de ativos na amostra total.

Tabela 2

Composição da amostra

	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru	Total
2000	109	70	8	65	21	273
2001	119	63	8	69	25	284
2002	123	61	9	61	29	283
2003	128	65	9	58	31	291
2004	141	64	9	58	35	307
2005	144	68	7	60	40	319
2006	161	78	6	60	47	352
2007	178	88	6	58	48	378
2008	211	81	5	58	51	406
2009	229	76	7	66	49	427
2010	231	84	7	67	47	436
2011	223	92	8	71	44	438
2012	233	84	9	69	37	432
2013	224	84	12	67	35	422
2014	215	86	19	66	31	417
2015	201	82	17	70	26	396
2016	192	78	20	73	27	390
2017	197	80	21	71	28	397

Fonte: *Elaborada pelos autores.*

Definidos os mercados a serem estudados e, a partir deles, a amostra final da pesquisa, os dados necessários ao desenvolvimento dos modelos estimados foram coletados na plataforma de informações financeiras Bloomberg. Como este estudo envolveu mercados de diferentes países, todos os valores monetários foram convertidos em dólares norte-americanos para que fosse possível realizar comparações.

3.2 Modelos Econométricos Estimados

O procedimento para o teste dos modelos foi estruturado em dois passos, conforme a metodologia de Fama e MacBeth (1973). Na Tabela 3, encontram-se os modelos econométricos estimados no primeiro passo (regressões de séries temporais), mediante os quais foram obtidos os coeficientes de inclinação ($\beta_p, s_p, h_p, w_p, r_p, c_p$).

Tabela 3

Modelos econométricos do primeiro passo

Modelo	Equação	Suporte empírico
Três fatores	$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i$	Fama e French (1993)
Quatro fatores	$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + w_iWML + \varepsilon_i$	Carhart (1997)
Cinco Fatores	$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + r_iRMW + c_iCMA + \varepsilon_i$	Fama e French (2015)

Nota: Nos modelos econométricos apresentados, os coeficientes dos fatores prêmio de mercado, tamanho, book-to-market, momento, lucratividade e investimento são identificados por $\beta_p, s_p, h_p, w_p, r_p$ e c_p respectivamente. Ademais, o intercepto dos modelos é assinalado por α_p .

Fonte: Elaborada pelos autores.

Esses coeficientes angulares foram, então, utilizados como variáveis explicativas para os modelos de regressão *cross-section* estimados no segundo passo, em que são

testadas as hipóteses de significância estatística dos fatores a eles atrelados. Na Tabela 4, exibem-se os modelos econométricos estimados no segundo passo.

Tabela 4

Modelos econométricos do segundo passo

Modelo	Equação	Suporte Empírico
Três Fatores	$\bar{R} = \gamma_0 + \gamma_1\beta + \gamma_2s + \gamma_3h + \varepsilon_i$	Fama e French (1993)
Quatro Fatores	$\bar{R} = \gamma_0 + \gamma_1\beta + \gamma_2s + \gamma_3h + \gamma_4w + \varepsilon_i$	Carhart (1997)
Cinco Fatores	$\bar{R} = \gamma_0 + \gamma_1\beta + \gamma_2s + \gamma_3h + \gamma_5r + \gamma_6c + \varepsilon_i$	Fama e French (2015)

Nota: Os coeficientes referentes aos fatores mercado, tamanho, book-to-market, momento, lucratividade e investimento são identificados na tabela por $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5$ e γ_6 respectivamente. Ademais, o intercepto dos modelos é assinalado por γ_0 .

Fonte: Elaborada pelos autores.

Adiante são detalhados os métodos empregados para construir os portfólios e para calcular seus retornos (variáveis dependentes dos modelos do primeiro e segundo passos); bem como para construir os fatores empregados como variáveis independentes nos modelos do primeiro passo. Destaca-se que os procedimentos necessários para a construção dos fatores, estimação dos modelos e testes estatísticos foram realizados em linguagem de programação Python e R.

3.2.1 Variáveis independentes

Para a construção dos fatores foi adotada uma estratégia similar à de Fama e French (1993, 2015), com a formação de portfólios a partir das características das ações da

amostra. Nesse processo, as ações foram inicialmente ranqueadas de forma crescente pelo valor de mercado – dado pela multiplicação entre o preço da ação e o número de ações em circulação – e então divididas em dois grupos, a partir da mediana. Com isso, foram constituídos os grupos *Small* (S) e *Big* (B), sendo o primeiro composto pelas ações com capitalização abaixo da mediana do valor de mercado da amostra e o segundo grupo, pelas ações com capitalização acima desse valor.

A partir dos dois grupos formados pelo tamanho, as ações foram novamente ranqueadas de maneira independente, de acordo com os valores das outras variáveis empregadas neste estudo, e então divididas em grupos com base nos percentis 30 e 70. Desse modo,

para o índice *book-to-market* – dado pela divisão entre o patrimônio líquido e o valor de mercado –, foram formados os portfólios *High* (H), *Neutral* (N) e *Low* (L), que foram empregados na construção do fator HML. Para a variável momento (retorno acumulado pela ação entre os meses $t-12$ e $t-2$), foram constituídos os grupos *Winner* (Win), *Neutral* (N) e *Loser* (Los), utilizados para composição do fator WML.

Por fim, para os fatores adicionados por Fama e French (2015), foram compostos os grupos *Robust* (R), *Neutral* (N) e *Weak* (W) para a lucratividade (razão entre o lucro operacional e o patrimônio líquido), e *Conservative* (C), *Neutral* (N) e *Agressiva* (A) para o investimento (crescimento do ativo total da empresa entre os anos $t-1$ e t), os quais foram empregados na construção dos fatores RMW e CMA, respectivamente.

Após a realização desse procedimento, foram obtidos seis portfólios para cada variável empregada no segundo

ranqueamento; e, então, foram calculados os retornos mensais de cada portfólio. Para obter os retornos dos portfólios, utilizou-se os *log*-retornos mensais individuais das ações ponderados pelo valor de mercado de cada ativo em relação ao valor de mercado total da carteira. O procedimento de formação dos portfólios foi feito em junho de cada ano do período amostral (2000 a 2017), para que as novas informações fossem incorporadas na composição das carteiras.

Na Tabela 5 é detalhado o procedimento empregado para a construção dos fatores. Ressalta-se que a metodologia empregada seguiu os estudos de Fama e French (1993, 2015), com o uso da diferença entre a média dos retornos de diferentes grupos de portfólios. Cabe mencionar também que, assim como em Fama e French (1993) e Carhart (1997), o fator SMB utilizado na estimação dos modelos de três e de quatro fatores foi composto apenas pelo fator $SMB_{B/M}$.

Tabela 5

Construção dos fatores

Variável	Classificação	Fator
Tamanho	Mediana	$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL)/3 - (BH + BN + BL)/3$
		$SMB_{Luc} = (SR + SN + SW)/3 - (BR + BN + BW)/3$
		$SMB_{Inv} = (SC + SN + SA)/3 - (BC + BN + BA)/3$
		$SMB = (SMB_{B/M} + SMB_{Luc} + SMB_{Inv})/3$
Índice <i>book-to-market</i>	Percentis 30 e 70	$HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2$
Momento	Percentis 30 e 70	$WML = (SWin + BWin)/2 - (SLos + BLos)/2$
Lucratividade	Percentis 30 e 70	$RMW = (SR + BR)/2 - (SW + BW)/2$
Investimento	Percentis 30 e 70	$CMA = (SC + BC)/2 - (SA + BA)/2$

Nota: Na coluna Variável, é indicada a característica da ação cujo respectivo fator busca captar o efeito. Na coluna Classificação, são indicados os breakpoints empregados na divisão das ações. Por fim, na coluna Fator, é apresentada a fórmula aplicada para o cálculo dos retornos dos fatores empregados na pesquisa.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Além dos fatores supracitados, os modelos do primeiro passo também incorporam o prêmio pelo risco de mercado, obtido pela diferença entre o retorno mensal da carteira *proxy* para o mercado e a taxa de retorno do ativo livre de risco. Como carteira de mercado, foram considerados os retornos mensais, ponderados pelo valor de mercado mensal, de um portfólio composto pelas ações presentes na amostra do estudo em cada ano do período amostral. Como taxa de juros livre de risco, foi considerada a taxa do *Treasury Bill* americano de um mês. A opção por essa taxa fundamenta-se na necessidade de que o ativo livre de risco apresente probabilidade de *default* assumida como zero. Desse modo, o elevado *rating* soberano dos Estados Unidos e a independência das taxas desse país em relação aos mercados componentes da amostra deste estudo tornam a taxa do *Treasury Bill* americano de um mês

uma alternativa adequada para representar a taxa de juros livre de risco.

3.2.2 Variáveis dependentes

Para o teste do poder explicativo dos modelos estimados, foram formados portfólios a partir das características dos ativos da amostra. A estratégia adotada para a formação destes portfólios foi similar à de Fama e French (2015), com um duplo ranqueamento dos ativos, sendo formados três conjuntos de portfólios para a estimação dos modelos testados nesta pesquisa.

Na formação dos portfólios, inicialmente as ações foram ordenadas pelo seu tamanho e separadas em quintis. Em seguida, esses quintis foram ordenados por uma segunda variável, a saber: *book-to-market*, investimento e lucratividade; para serem, então, divididos, novamente, em quintis.

Assim, resultaram desse processo 25 portfólios para cada uma das três variáveis consideradas na segunda classificação. Ou seja, foram formados 75 portfólios. O número de ações nesses portfólios oscilou entre o mínimo de 10 e o máximo de 19 ações, com uma média de 14,77 ações. As variáveis dependentes dos modelos do primeiro passo foram então representadas pelo excesso de retorno desses portfólios em relação à taxa de juros livre de risco. Para o cálculo dos retornos dos portfólios foram considerados os *log*-retornos individuais das ações ponderados por seu valor de mercado em relação ao valor de mercado total da carteira. Para os modelos do segundo passo, a variável dependente foi representada pela média do excesso de retorno de cada um desses 75 portfólios ao longo do período amostral.

3.3 Testes de Validação e de Robustez dos Modelos

Uma etapa importante nos estudos que envolvem a estimação de modelos econométricos consiste na realização de testes-diagnóstico de seus pressupostos subjacentes, a fim de atestar sua validade. Desse modo, nos modelos estimados no segundo passo da metodologia de Fama e MacBeth (1973) realizada nesta pesquisa analisaram-se a presença dos seguintes problemas:

(i) multicolinearidade, mediante o teste Fator de Inflação da Variância (FIV); (ii) heteroscedasticidade, por meio do teste de Breusch-Pagan; (iii) autocorrelação, através do teste de Durbin-Watson.

Além dos problemas avaliados pelos testes descritos anteriormente, Collot e Hemauer (2020) destacam que a utilização dos coeficientes obtidos nas regressões do primeiro passo como variáveis explicativas nas do segundo passo torna os modelos susceptíveis a vieses decorrentes de erros de mensuração nas regressões do primeiro passo. Desse modo, as regressões do segundo passo foram estimadas por meio do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, também, do Método Generalizado de Momentos (GMM). Na sequência, foi empregado o teste de especificação de Hausman para se avaliar a consistência do estimador de MQO.

Ademais, mediante o teste de Gibbons, Ross e Shanken (1989) (GRS), avaliou-se o desempenho dos modelos estimados no primeiro passo da metodologia de Fama e MacBeth (1973) em explicar os retornos de cada um dos 75 portfólios empregados como variável dependente dos modelos. Por fim, para verificar a robustez dos resultados, a estimação foi refeita com a divisão da amostra em dois subperíodos iguais de 108 meses, a saber: julho/2000 a junho/2009 e julho/2009 a junho/2018.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Retornos

Inicialmente são analisadas as características dos portfólios cujos excessos de retornos foram empregados como variável dependente nos modelos, ou *left-hand-side* portfólios (LHS). A Tabela 6 apresenta a média das características formadoras dos portfólios, sendo exposta à esquerda a média para o tamanho e, à direita, a média para a segunda variável considerada na formação de cada grupo de portfólios.

Na interpretação dos valores da Tabela 6, na matriz do lado esquerdo, é interessante analisar cada linha dessa tabela para a média do tamanho, uma vez que expressa o comportamento do tamanho do portfólio em relação à média da segunda variável considerada para o ranqueamento. Já na matriz do lado direito da Tabela 6, é importante observar, em cada coluna, como a média da segunda variável considerada no ranqueamento se comportou em relação ao tamanho dos ativos que

compõem o portfólio. Os resultados apresentados em ambas as matrizes da Tabela 6, quando observados em conjunto, evidenciam a relação que se estabelece entre as variáveis utilizadas no ranqueamento.

Os resultados da Tabela 6 permitem inferir que há uma relação positiva entre tamanho e investimento; e entre tamanho e lucratividade, dado que os portfólios *high* para essas duas variáveis sempre apresentaram maior tamanho médio em relação aos dos portfólios *low*. Nas matrizes para a média do tamanho e para a média da lucratividade – Painel (c) –, tem-se o único caso em que um portfólio *big* apresenta menor lucratividade média quando comparado com o portfólio *small* do mesmo grupo de lucratividade (portfólio *big* e *high*). Quanto ao índice *book-to-market*, observou-se uma relação negativa desse índice com o tamanho, conforme exposto no Painel (a). Tal fato já era esperado, dado que o valor de mercado é considerado no denominador para o cálculo desse índice.

Tabela 6Média das características utilizadas para formar os portfólios (*left-hand-side variables*)

Painel (a): Portfólios formados por tamanho – book-to-market										
	Tamanho					Book-to-market				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
<i>Small</i>	37,16	31,92	35,06	32,36	20,64	0,94	2,24	3,91	6,85	26,14
2	202,19	190,58	195,20	181,38	174,20	0,56	1,08	1,71	2,88	9,48
3	595,75	545,91	552,13	546,51	549,39	0,41	0,83	1,29	2,15	7,15
4	1498,66	1441,27	1412,36	1333,77	1376,17	0,31	0,65	1,03	1,72	5,76
<i>Big</i>	10532,17	8392,76	7629,42	7509,62	7404,11	0,24	0,47	0,73	1,21	3,12
Painel (b): Portfólios formados por tamanho – investimento										
	Tamanho					Investimento				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
<i>Small</i>	31,17	31,70	32,14	28,76	33,24	-0,21	-0,06	0,02	0,12	0,48
2	182,68	182,43	194,30	196,38	188,30	-0,16	-0,02	0,05	0,14	0,49
3	551,20	556,07	550,61	564,68	570,09	-0,12	-0,01	0,07	0,16	0,56
4	1373,81	1418,07	1433,96	1404,19	1437,23	-0,12	0,00	0,08	0,17	0,62
<i>Big</i>	6286,97	8604,36	9039,85	9241,75	8381,72	-0,10	0,01	0,09	0,18	0,55
Painel (c): Portfólios formados por tamanho – lucratividade										
	Tamanho					Lucratividade				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
<i>Small</i>	27,97	30,23	35,01	34,76	29,30	-0,76	0,01	0,10	0,18	0,96
2	174,62	190,35	192,15	189,65	197,58	-0,13	0,08	0,14	0,22	0,44
3	528,38	571,35	562,52	545,58	584,12	0,00	0,11	0,17	0,25	0,57
4	1391,35	1392,12	1395,13	1435,58	1454,04	0,03	0,13	0,19	0,28	0,68
<i>Big</i>	5560,85	7312,36	7555,83	10434,41	10700,42	0,00	0,14	0,21	0,31	0,61

Nota: Para o tamanho, os valores das médias apresentadas estão em milhões de dólares americanos. Para a média da segunda variável considerada na formação do portfólio, foi empregada uma ponderação pelo valor de mercado, na qual o valor observado para a variável concernente (de cada ação) foi ponderado por um fator dado pela razão entre o valor de mercado da ação e o valor de mercado total da carteira. Em cada um dos painéis da Tabela 6 as linhas referem-se ao quintil pelo tamanho e as colunas o quintil pela segunda variável considerada na formação dos portfólios.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na sequência, apresentam-se, na Tabela 7, a média e o desvio padrão para o excesso de retorno obtido para os portfólios LHS. Em cada Painel, apresentam-se os valores para um grupo diferente de portfólios, sendo eles organizados de acordo com a variável considerada para o segundo ranqueamento do processo de formação dos portfólios. A relevância dessa análise consiste em identificar possíveis padrões no excesso de retorno médio dos portfólios em relação às variáveis consideradas no estudo.

No Painel (a) da Tabela 7 são apresentadas as características para os 25 portfólios formados a partir do tamanho e do índice *book-to-market*. Nas colunas da Tabela 7, observam-se retornos médios menores à medida que se consideram portfólios compostos por ações de maior valor de mercado. Para todos os grupos de *book-to-market*, o excesso de retorno médio dos portfólios *big* foi menor

que o valor médio para o portfólio *small*, padrão similar a esse foi observado também por Fama e French (2015) em mercados desenvolvidos e, no contexto dos mercados emergentes da América Latina, por Cakici et al. (2013) e Leite et al. (2018). Esse resultado demonstra a presença do efeito tamanho: os investidores exigem um retorno maior como prêmio para o risco mais alto de investir em ações de empresas de menor capitalização de mercado.

É possível também observar a relação que se estabelece entre o retorno e o índice *book-to-market*. Assim como documentado por Fama e French (2015) e por Cakici et al. (2013), nota-se uma tendência de crescimento dos retornos médios entre os portfólios de *low* e *high* índice *book-to-market* – que sugere a existência de um prêmio para o investidor que adota a estratégia de investir em ações de elevado *book-to-market* (baixo preço em relação

ao patrimônio líquido). Destaca-se também que, de maneira similar aos resultados de Fama e French (2015), o efeito do índice *book-to-market* é maior para o grupo de portfólios *small* em relação ao grupo *big*. Para os portfólios de ações de menor capitalização de mercado, o excesso de retorno médio entre os portfólios *low* e *high* cresce de 0,8436% para 2,2637%; enquanto para os portfólios de ações de maior capitalização de mercado, esse crescimento é de 0,4209% para 0,7213%.

Similarmente, quando se utiliza o investimento como segunda variável para a formação dos portfólios, Painei (b) da Tabela 7, também se verifica o efeito tamanho, havendo uma tendência de queda no retorno médio à medida que são considerados portfólios compostos por empresas maiores. Essa relação, no entanto, é estritamente decrescente apenas para o grupo 4 de investimento.

Os resultados evidenciados no Painei (b) da Tabela 7 mostram ainda que o retorno médio dos portfólios *low* foi superior ao dos portfólios *high* para os grupos de tamanho *small*, 2 e 3. Esse resultado diverge dos de Fama e French (2015) – para mercado desenvolvido – e dos de Leite et al. (2018) – para mercados emergentes da América Latina: ambos os estudos encontraram retornos médios superiores para os portfólios de baixo investimento (*low*) em todos os diferentes grupos de tamanho das empresas. Tal fato é um indicativo de que na amostra do estudo o efeito investimento não afeta os grupos de ações de maior capitalização de mercado.

Para os portfólios formados segundo o ranqueamento por lucratividade, Painei (c) da Tabela 7, nota-se, novamente, que há uma tendência de queda nos retornos conforme são considerados portfólios compostos por empresas de maior capitalização de mercado.

Assim como documentado por Fama e French (2015), quando considerados os extremos *low* e *high* de lucratividade, o grupo *high* sempre apresentou maiores retornos. Cabe destacar também que o efeito lucratividade foi menor para os portfólios *big*, com uma média de 0,3354% no portfólio *low*, e de 0,5517% no portfólio *high*. Essa relação é diferente daquela encontrada por Leite et al. (2018), em sua amostra para a América Latina. Esses autores observam retornos médios superiores para os portfólios de baixa lucratividade (*low*).

Em relação ao desvio padrão do excesso de retorno dos portfólios LHS, nota-se que, em geral, os portfólios *small* apresentam um maior valor para essa medida quando comparados aos dos portfólios *big*. Essas estatísticas corroboram a justificativa para a presença do efeito tamanho, de que as ações de empresas de menor capitalização de mercado representam um maior risco para o investidor. Ainda sobre o desvio padrão, destaca-se também que os resultados indicam que as ações *high book-to-market* representam um maior risco para o investidor, dado que há uma tendência de elevação no desvio padrão do excesso de retorno dos portfólios *high*, quando comparados aos dos portfólios *low book-to-market*.

Tabela 7

Estatísticas descritivas para o excesso de retorno mensal dos portfólios

Painei (a): Portfólios formados por tamanho – índice <i>book-to-market</i>										
	Média					Desvio padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
<i>Small</i>	0,8436	1,6775	1,8581	2,0105	2,2637	9,0437	8,3484	9,6646	9,0696	8,4727
2	1,2731	1,2952	1,7941	2,7619	1,8136	8,8339	7,4174	7,8206	8,5000	9,3274
3	0,5159	1,3284	0,9358	1,5069	1,5458	8,1598	7,1883	8,0903	7,8140	8,6186
4	0,9368	0,8417	1,1315	1,0921	1,1476	6,8290	6,6835	6,6623	7,3880	8,3322
<i>Big</i>	0,4209	0,3880	0,4499	0,9325	0,7213	7,1090	6,6723	7,0559	7,9369	9,6569

Painei (b): Portfólios formados por tamanho – investimento										
	Média					Desvio padrão				
	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>	<i>Low</i>	2	3	4	<i>High</i>
<i>Small</i>	1,6851	1,5126	1,6140	2,1141	1,6395	10,1082	8,7661	9,2969	8,2701	9,1962
2	2,0772	1,7192	2,1014	1,7472	1,1454	9,0066	7,9045	9,0331	7,7572	8,8953
3	1,1125	1,3214	1,4360	1,0629	0,7175	7,4009	7,6881	7,7626	7,8410	9,9135
4	0,8620	1,0621	1,1183	1,0570	1,0488	7,3286	7,1012	6,5647	7,2185	8,2037
<i>Big</i>	0,2964	0,8184	0,4306	0,7031	0,4818	7,5539	7,3562	7,9723	7,8180	8,4644

Tabela 7

Cont.

Painel (c): Portfólios formados por tamanho – lucratividade										
	Média					Desvio padrão				
	Low	2	3	4	High	Low	2	3	4	High
Small	1,5424	1,9536	1,3257	1,8692	1,9659	10,7182	8,8083	8,3039	7,7938	10,1249
2	1,9084	1,2445	1,4908	1,6217	2,4318	9,7890	7,6491	7,4476	8,0016	8,9191
3	0,7834	1,1481	1,4690	1,1965	1,1571	8,5374	7,7659	7,4743	7,2863	8,8785
4	0,8954	0,7066	0,9109	1,2370	1,3156	7,0042	7,9307	6,4517	6,6165	7,8578
Big	0,3354	0,4861	0,3406	0,9200	0,5517	8,9496	7,0948	7,0585	7,9690	7,4829

Nota: Média e desvio padrão para o excesso de retorno percentual mensal dos 75 portfólios LHS no período entre julho de 2000 e junho de 2018. Em cada um dos painéis da Tabela 7, as linhas referem-se ao quintil pelo tamanho, e as colunas o quintil pela segunda variável considerada na formação dos portfólios.

Fonte: Elaborada pelos autores.

4.2 Fatores

Analisadas as características e os retornos dos portfólios utilizados no LHS dos modelos, passa-se nesta seção à avaliação dos fatores *right-hand-side* (RHS) – variáveis independentes dos modelos do primeiro passo.

No Painel (a) da Tabela 8 apresentam-se as estatísticas descritivas referentes aos fatores empregados para a estimação do modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). O fator SMB apresentou o maior retorno médio entre todos os fatores (0,8783%), em oposição ao fator HML, que exibiu o menor retorno médio (0,4460%). Em termos de significância estatística das médias, quando considerado o nível de 5%, apenas a média do fator SMB mostrou-se estatisticamente significativa. Em relação à distribuição dos retornos, as estatísticas de assimetria e curtose indicam que nenhum dos fatores segue uma distribuição normal, o que neste estudo não representa um problema, haja vista o tamanho grande da amostra utilizada.

Devido à forma distinta de construção dos fatores de Fama e French (2015), a qual resultou em um fator SMB diferente daquele empregado nos modelos de três e quatro fatores, separaram-se, no Painel (b) da Tabela 8, as estatísticas descritivas para os fatores empregados na estimação desse modelo.

Essas estatísticas revelaram que, novamente, a média dos retornos para o fator SMB foi a maior entre todos os fatores (0,9076%). Em oposição, a média dos retornos do fator CMA foi a menor (0,1586%). De modo similar ao reportado no Painel (a) dessa tabela, apenas a média do fator SMB se mostrou estatisticamente significativa ao nível de 5%. Novamente a assimetria e a curtose indicam que os fatores não possuem uma distribuição normal.

Por um lado, os resultados apresentados na Tabela 8 divergem dos de Fama e French (2015), que, geralmente, encontraram médias menores e estatisticamente significativas para seus fatores. Quando considerados os fatores construídos com estratégia similar à deste estudo, a maior média documentada por esses autores foi de 0,50% para o fator mercado.

Por outro lado, essas estatísticas estão em linha com os resultados de outros trabalhos conduzidos com amostras de mercados emergentes, como Cakici et al. (2013) e Leite et al. (2018), que também encontraram retornos mensais médios dos fatores não significativos e superiores aos de Fama e French (2015). No estudo de Cakici et al. (2013), o fator mercado apresentou a maior média entre todos os fatores testados (1,02%); enquanto em Leite et al. (2018) a maior média observada refere-se ao fator tamanho (0,72%).

Tabela 8

Estatísticas descritivas dos retornos mensais dos fatores

Painel (a): Estatísticas descritivas dos três fatores de Fama e French (1993) e do fator momento de Carhart (1997)				
	Rm-Rf	SMB	HML	WML
Média	0,7750	0,8783	0,4460	0,5629
Desvio padrão	6,9756	2,7187	3,9544	4,8929
Assimetria	-0,9295	0,0852	-0,0215	-0,3034
Curtose	3,2129	-0,0090	1,1484	1,6118

Tabela 8

Cont.

Painel (a): Estatísticas descritivas dos três fatores de Fama e French (1993) e do fator momento de Carhart (1997)					
	Rm-Rf	SMB	HML	WML	
Estatística t	1,6328	4,7480	1,6577	1,6909	
P-valor	0,1040	0,0000	0,0988	0,0923	
Painel (b): Estatísticas descritivas dos cinco fatores de Fama e French (2015)					
	Rm-Rf	SMB	HML	CMA	RMW
Média	0,7750	0,9076	0,4460	0,1586	0,2749
Desvio padrão	6,9756	2,7721	3,9544	4,1325	3,3548
Assimetria	-0,9295	0,1468	-0,0215	0,0445	-0,9242
Curtose	3,2129	-0,0359	1,1484	1,3586	3,3941
Estatística t	1,6328	4,8117	1,6577	0,5640	1,2044
P-valor	0,1040	0,0000	0,0988	0,5733	0,2297

Nota: Estatísticas descritivas para os retornos mensais (em percentuais) dos fatores no período entre julho de 2000 e junho de 2018. No painel (a) são apresentadas as estatísticas descritivas dos retornos dos fatores de Fama e French (1993) e o fator de momento de Carhart (1997). Já no painel (b), são apresentadas as estatísticas descritivas dos retornos dos cinco fatores de Fama e French (2015).

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com o intuito de avaliar se os fatores RHS representam dimensões de risco sistêmico distintas, foram analisadas as correlações entre os fatores. No Painel (a) da Tabela 9 exibem-se as correlações estimadas para os fatores dos modelos de Fama e French (1993) e de Carhart (1997). Verifica-se que os fatores HML e Mercado ($R_m - R_f$) são os mais forte e positivamente relacionados, com um coeficiente de 0,4043. Em oposição, os fatores WML e HML são aqueles com a associação negativa mais forte, com um coeficiente de -0,3166.

As correlações entre os retornos dos fatores empregados na estimação do modelo de Fama e French (2015) estão evidenciadas no Painel (b) da Tabela 9. O relacionamento

negativo mais forte foi observado entre os fatores HML e RMW (-0,2699). Além disso, ressalta-se a correlação de -0,2243 entre os fatores RMW e CMA.

No total, esses resultados sugerem um baixo grau de associação entre os fatores dos modelos de Fama e French (1993), Carhart (1997) e Fama e French (2015). Ou seja, são indícios de que eles representam diferentes dimensões de risco sistêmico. Foye (2018) e Leite et al. (2018) são exemplos de estudos que também analisaram o modelo de Fama e French (2015) no contexto de mercados emergentes da América Latina e que, similarmente, observaram um baixo grau de associação entre os fatores empregados no modelo de cinco fatores.

Tabela 9

Correlação entre os fatores de risco sistêmico

Painel (a): Correlação entre os três fatores de Fama e French (1993) e o fator momento de Carhart (1997)					
	Rm-Rf	SMB	HML	WML	
Rm-Rf	1				
SMB	-0,1525	1			
HML	0,4043	0,0306	1		
WML	-0,1411	-0,1187	-0,3166	1	
Painel (b): Correlação entre os cinco fatores de Fama e French (2015)					
	Rm-Rf	SMB	HML	RMW	CMA
Rm-Rf	1				
SMB	-0,1111	1			
HML	0,4043	0,0359	1		
RMW	-0,1346	-0,2194	-0,2699	1	

Tabela 9

Cont.

Painel (b): Correlação entre os cinco fatores de Fama e French (2015)					
	Rm-Rf	SMB	HML	RMW	CMA
CMA	-0,2108	0,0428	0,1773	-0,2243	1

Nota: Matriz de correlação para os retornos dos fatores no período amostral. No painel (a) são apresentadas as correlações entre os fatores de Fama e French (1993) e o fator de momento de Carhart (1997). Já no painel (b), são apresentadas as correlações entre os fatores de Fama e French (2015).

Fonte: Elaborada pelos autores.

4.3 Regressões do Primeiro Passo

Como salientam Fama e French (2015), a avaliação de um modelo de precificação de ativos deve ter como foco principal a análise de sua performance em explicar o excesso de retorno dos portfólios LHS. Para tanto, neste estudo, foi empregado o teste GRS, que possui a hipótese nula de que os interceptos das regressões estimadas para um grupo de portfólios são estatisticamente iguais a zero. Logo, o melhor modelo avaliado por esse teste é aquele que possui o maior p-valor e a menor estatística de teste. Para além do teste GRS, na Tabela 10 são apresentadas outras estatísticas para os interceptos dos modelos estimados, que permitem avaliar a magnitude dos retornos que permaneceram sem ser explicados pelos modelos fatoriais, que são:

- i. $A|a_i|$ – média dos valores absolutos dos interceptos encontrados para o modelo em determinado grupo de portfólios LHS. Para essa estatística, valores menores indicam que o modelo apresentou um melhor desempenho.
- ii. $A|a_i|/A|r_i|$ – proporção entre a média absoluta dos interceptos – $A|a_i|$ – e o valor absoluto da média dos desvios dos retornos de cada carteira i em relação à média dos retornos de todas as carteiras LHS formadas a partir das mesmas variáveis consideradas na construção da carteira i – $A|r_i|$. Mostra a dispersão dos interceptos dos modelos em relação ao retorno esperado para um grupo de portfólios LHS, sendo, desse modo, uma medida para o quanto dos retornos dos portfólios LHS permanecem sem ser explicados pelos modelos fatoriais.

Tabela 10

Estatísticas descritivas para as regressões do primeiro passo

Painel (a): Portfólios formados por tamanho – book-to-market						
	GRS	p-valor	$A a_i $	$s(\alpha)$	$A a_i /A r_i $	R^2
Três fatores	1,7815	0,0165	0,2731	0,3803	0,5676	0,7657
Quatro fatores	1,6918	0,0265	0,2600	0,3769	0,5402	0,7684
Cinco fatores	1,5884	0,0447	0,2547	0,3574	0,5292	0,7715
Painel (b): Portfólios formados por tamanho – investimento						
	GRS	p-valor	$A a_i $	$s(\alpha)$	$A a_i /A r_i $	R^2
Três fatores	1,1879	0,2548	0,2229	0,2996	0,5180	0,7265
Quatro fatores	1,5134	0,0641	0,2610	0,3565	0,6066	0,7315
Cinco fatores	1,1164	0,3277	0,2496	0,3140	0,5801	0,7574
Painel (c): Portfólios formados por tamanho – lucratividade						
	GRS	p-valor	$A a_i $	$s(\alpha)$	$A a_i /A r_i $	R^2
Três fatores	1,4103	0,1029	0,2533	0,3359	0,5911	0,7441
Quatro fatores	1,3569	0,1300	0,2305	0,3288	0,5379	0,7475
Cinco fatores	1,1291	0,3139	0,2085	0,2515	0,4866	0,7600

Nota: As colunas GRS e p-valor referem-se aos resultados para o teste de Gibbons, Ross e Shanken. As colunas $A|a_i|$ e R^2 referem-se, respectivamente, à média dos valores absolutos dos interceptos e dos coeficientes de determinação dos modelos. A coluna $S(\alpha)$ apresenta o desvio padrão dos valores dos interceptos dos modelos. Por fim, a coluna $A|a_i|/A|r_i|$ expõe o valor médio absoluto dos interceptos sobre o valor médio absoluto do retorno médio da carteira i menos a média dos retornos de todas as carteiras formadas a partir das mesmas variáveis consideradas na construção da carteira i .

Fonte: Elaborada pelos autores.

O objetivo central da análise que se segue reside na comparação da performance dos modelos nas diferentes composições de fatores testadas, de modo a avaliar o impacto da inclusão de novos fatores no poder preditivo dos modelos. Os valores das estatísticas de teste do GRS, apresentadas na Tabela 10, evidenciam que, para todos os grupos de portfólios LHS, o modelo com o maior p-valor foi o composto por cinco fatores. Esse resultado está em linha com os de Fama e French (2015), sendo uma evidência favorável à inclusão dos fatores investimento e lucratividade no modelo.

O pior desempenho foi observado para os modelos estimados a partir dos portfólios formados segundo o índice *book-to-market* – Painel (a). Destaca-se que em todas as composições de fatores para esse grupo de portfólios, a hipótese nula do teste GRS foi rejeitada ao nível de significância de 5%. Para os demais grupos de portfólios LHS, a hipótese nula não pôde ser rejeitada, indicando que os modelos foram capazes de explicar completamente os retornos esperados para os respectivos portfólios.

Os valores da estatística $A|\alpha_i|$ apresentados na Tabela 10 são favoráveis aos cinco fatores de Fama e French (2015) para os portfólios formados segundo o índice *book-to-market* e a lucratividade. No entanto, no Painel (b), para os portfólios formados segundo o investimento, o modelo que apresentou o menor valor para $A|\alpha_i|$ (0,2229) foi composto pelos três fatores de Fama e French (1993).

Para a proporção $A|\alpha_i|/A|r_i|$, valores menores significam que o modelo deixou uma menor parcela dos retornos médios sem explicação. A razão $A|\alpha_i|/A|r_i|$ também foi favorável ao modelo de cinco fatores para os portfólios formados considerando o índice *book-to-market* e a lucratividade no segundo ranqueamento. Para os portfólios formados segundo o investimento, o modelo com o menor valor dessa estatística (0,5158) foi composto pelos três fatores de Fama e French (1993). É importante destacar que as estatísticas $A|\alpha_i|$ e $A|\alpha_i|/A|r_i|$ cumprem objetivos distintos quando comparadas ao teste GRS: enquanto $A|\alpha_i|$ e $A|\alpha_i|/A|r_i|$ representam uma análise da parcela dos retornos não explicada pelos modelos, o teste GRS verifica se, em conjunto, os interceptos para um grupo de portfólios são estatisticamente iguais à zero.

Quando se analisam as estatísticas de R^2 médio da Tabela 10, os resultados são favoráveis ao modelo de Fama e French (2015) em todos os grupos de portfólios LHS. O maior ganho de poder explicativo por essa estatística foi observado para os portfólios formados considerando o investimento no segundo ranqueamento, com um salto de um R^2 de 0,7265 para o modelo de três fatores para um R^2 de 0,7574 quando considerado o modelo de cinco fatores.

Os resultados reportados corroboram os de outros trabalhos que analisaram retornos de ações de empresas negociadas em bolsas de valores de países da América Latina. Leite et al. (2018) e Foye (2018), por exemplo, não rejeitam a hipótese nula do teste GRS para os modelos, sendo o modelo de cinco fatores preferível ao modelo de três fatores para os portfólios formados com o segundo ranqueamento pela lucratividade e pelo investimento.

4.3.1 Análise de robustez

A fim de se verificar a robustez dos resultados das regressões do primeiro passo, os modelos foram estimados novamente com o período amostral segmentado em dois períodos iguais: (i) julho/2000 e junho/2009 (Pré-2009); (ii) julho/2009 e junho/2018 (Pós-2009).

Os resultados do teste de robustez – Tabela 11 – mostram que, para todos os grupos de portfólios LHS, os modelos apresentaram um maior ajuste no segundo período amostral. O maior ganho foi observado para os portfólios que consideraram o investimento no segundo ranqueamento (p-valor do teste GRS maior entre os dois períodos – Painel b). Uma possível justificativa para esse resultado é uma maior integração dos mercados dos países estudados aos globais. Com isso, as negociações nos mercados emergentes estariam apresentando um comportamento mais próximo ao dos mercados para os quais os modelos foram propostos.

Novamente, o modelo de cinco fatores apresentou o melhor desempenho tanto pelo teste GRS quanto pela estatística $A|\alpha_i|$. Como se observa no Painel (c) da Tabela 11, a única exceção ocorreu para os portfólios formados segundo a lucratividade, uma vez que as estatísticas do teste GRS (p-valor = 0,2182) no período pós-2009 sugeriram um melhor desempenho do modelo de quatro fatores de Carhart (1997).

Tabela 11

Testes de robustez do desempenho dos modelos: estimativas para dois subperíodos

	Pré-2009			Pós-2009		
	GRS	p-valor	$A \alpha_i $	GRS	p-valor	$A \alpha_i $
Três fatores	1,8508	0,0207	0,4563	1,8030	0,0255	0,25840
Quatro fatores	1,7970	0,0264	0,4422	1,5870	0,0636	0,28518
Cinco fatores	1,7163	0,0375	0,4412	1,5711	0,0683	0,23002

Tabela 11

Cont.

Painel (b): Portfólios formados por tamanho – investimento						
	Pré-2009			Pós-2009		
	GRS	p-valor	$A \alpha_i $	GRS	p-valor	$A \alpha_i $
Três fatores	1,1960	0,2694	0,3737	0,8840	0,6246	0,27889
Quatro fatores	1,1897	0,2754	0,3900	0,8505	0,6674	0,28041
Cinco fatores	1,1400	0,3223	0,3704	0,6742	0,8662	0,25086
Painel (c): Portfólios formados por tamanho – lucratividade						
	Pré-2009			Pós-2009		
	GRS	p-valor	$A \alpha_i $	GRS	p-valor	$A \alpha_i $
Três fatores	1,8827	0,0180	0,5128	1,4471	0,1101	0,40548
Quatro fatores	1,8353	0,0224	0,5084	1,2600	0,2182	0,40767
Cinco fatores	1,6781	0,0440	0,4974	1,2960	0,1932	0,32200

Nota: As colunas GRS e p-valor referem-se aos resultados para o teste de Gibbons, Ross e Shanken. As colunas $A|\alpha_i|$ e R^2 referem-se, respectivamente, à média dos valores absolutos dos interceptos e dos coeficientes de determinação dos modelos. A coluna $S(\alpha_i)$ apresenta o desvio padrão dos valores dos interceptos dos modelos. Por fim, a coluna $A|\alpha_i|/A|r_i|$ expõe o valor médio absoluto dos interceptos sobre o valor médio absoluto do retorno médio da carteira i menos a média dos retornos de todas as carteiras formadas a partir das mesmas variáveis consideradas na construção da carteira i .

Fonte: Elaborada pelos autores.

4.4 Regressões do Segundo Passo

As regressões *cross-section* – segundo passo – foram estimadas tendo como variável dependente a média do excesso de retorno de cada um dos 75 portfólios LHS ao longo do período amostral, e como variáveis independentes os coeficientes estimados por meio das regressões do primeiro passo.

Antes de interpretar os resultados dos modelos, é necessário analisar os resultados dos testes de validação. Na Tabela 12 é apresentado o Fator de Inflação da Variância (FIV) para as variáveis explicativas empregadas nos modelos. Ressalta-se que os valores para essa estatística indicam que os modelos não sofrem com multicolinearidade, dado que, conforme destacado por Wooldridge (2010), normalmente é assumido que valores superiores a 10 para a FIV são indícios de que o modelo sofre com multicolinearidade.

Tabela 12

FIV das variáveis explicativas das regressões do segundo passo

Variável	Três fatores	Quatro fatores	Cinco fatores
β	1,0235	1,0216	1,0246
s	1,0303	1,0678	1,0452
h	1,0105	1,0055	1,0378
w	–	1,0475	–
r	–	–	1,0544
c	–	–	1,0299

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 13 são apresentados os resultados dos testes de Breusch-Pagan, Durbin-Watson e Hausman, para a detecção de problemas de heteroscedasticidade, autocorrelação e endogeneidade, respectivamente. Em relação aos resultados observados ressalta-se que não foram detectados problemas de autocorrelação nos modelos, ao passo que, relativamente ao teste BP, seu

resultado atestou a presença de heteroscedasticidade para o modelo de cinco fatores, com um p-valor de 0,0457 reportado por esse teste. Diante dos resultados dos testes de validação, foi necessária a correção dos erros padrão apenas para o modelo de cinco fatores, para tanto, esse modelo foi estimado novamente, considerando-se os erros padrão robustos a heteroscedasticidade.

Por fim, os resultados observados para o teste de Hausman evidenciaram que os modelos não possuem problemas de endogeneidade. Ainda em relação ao problema de endogeneidade, tal como destacado por Collot e Hemauer (2020), a utilização de portfólios para

a estimação dos modelos consiste em uma abordagem utilizada para tornar os coeficientes mais precisos. Deste modo, para a sequência deste trabalho os modelos foram estimados por meio do MQO.

Tabela 13

Testes de validação das regressões do segundo passo

Modelo	DW	p-valor	BP	p-valor	Hausman	p-valor
Três fatores	2,0480	0,5743	5,3742	0,1464	2,4555	0,4834
Quatro fatores	2,0686	0,6200	9,1008	0,0586	2,8188	0,5886
Cinco fatores	2,1301	0,7375	11,3020	0,0457	3,4976	0,6237

Nota: Estatística de teste e p-valor calculados para os testes de Durbin-Watson (DW), Breusch-Pagan (BP) e Hausman para as equações do segundo passo estimadas no desenvolvimento da pesquisa.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 14 são expostos os resultados das regressões *cross-section*. Todos os fatores incorporados na estimação do modelo de três fatores se mostraram significativos – Painel (a). Quando da inclusão do fator momento a esse modelo – Painel (b) – o seu coeficiente não se revelou significativo. Quando estimado o modelo de cinco fatores, o coeficiente para a lucratividade foi significativo apenas se considerado o nível de significância de 10%; e o coeficiente para o investimento não se mostrou significativo. A despeito do fato de que os novos fatores considerados no modelo de Fama e French (2015) não

serem significativos nos modelos testados, esse foi o modelo de maior poder explicativo no contexto das regressões do segundo passo, com um R^2 ajustado de 0,6958.

Por fim, destaca-se que os interceptos dos modelos se mostraram altamente significativos em todos os casos. Essa evidência sugere que os fatores testados não foram suficientes para explicar o excesso de retorno *cross-section* das carteiras LHS. Deste modo, o intercepto refletiria as variações do retorno decorrentes de fatores relevantes omitidos do modelo.

Tabela 14

Resultados das regressões cross-section dos modelos fatoriais

Painel (a): Três Fatores de Fama e French (1993)							
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3		R^2 ajustado	
Coef	1,6041	-0,9308	0,9527	0,3226		0,6555	
p-val	0,0000	0,0002	0,0000	0,0082			
Painel (b): Quatro Fatores de Carhart (1997)							
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2 ajustado	
Coef	1,5997	-0,9217	0,9784	0,3582	0,2020	0,6606	
p-val	0,0000	0,0003	0,0000	0,0037	0,5001		
Painel (c): Cinco Fatores de Fama e French (2015)							
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_5	γ_6	R^2 ajustado
Coef	1,7301	-1,0481	0,9246	0,3988	0,2946	-0,0410	0,6958
p-val	0,0000	0,0002	0,0000	0,0018	0,0774	0,7821	

Nota: Coeficiente (Coef), p-valor (p-val) e coeficiente de determinação (R^2) para as regressões *cross-section* – regressões do segundo passo. Os coeficientes dos fatores mercado, tamanho, book-to-market, momento, lucratividade e investimento são identificados na tabela por γ_1 , γ_2 , γ_3 , γ_4 , γ_5 e γ_6 , respectivamente. Ademais, o intercepto dos modelos é assinalado por γ_0 .

Fonte: Elaborada pelos autores.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relevância desta pesquisa sustentou-se nas diferenças existentes entre os mercados de capitais dos países desenvolvidos e dos países emergentes, as quais afetam os resultados e o poder preditivo dos modelos de precificação de ativos – elaborados em sua maior parte no contexto dos mercados desenvolvidos – e, como consequência, a tomada de decisão dos investidores. Desse modo, este estudo teve como objetivo principal a realização de um teste do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) em uma amostra composta por ações de empresas negociadas nos mercados acionários do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Em paralelo, para possibilitar a comparação dos resultados de modelos com diferentes composições de fatores, também foram estimados os modelos de Carhart (1997) e de Fama e French (1993).

Na análise das estatísticas descritivas dos retornos dos fatores construídos para a estimação dos modelos, ressalta-se que as médias encontradas foram, em geral, superiores às encontradas por Fama e French (2015), sendo que apenas a média para o fator SMB foi estatisticamente significativa. Esses resultados corroboram os de outros trabalhos sobre a precificação de ativos no contexto de mercados emergentes, tais como, os de Cakici et al. (2013) e Leite et al. (2018); e indicam a existência de um maior impacto das variáveis empregadas na construção dos fatores nos retornos dos ativos negociados nesses mercados.

Em relação aos resultados das regressões do primeiro passo estimadas, as estatísticas descritivas indicaram, em geral, que o modelo de cinco fatores apresentou o melhor desempenho. Os p-valores das estatísticas GRS foram sempre maiores para o modelo de cinco fatores, sendo o resultado para o modelo aplicado aos portfólios formados pelo ranqueamento por tamanho e *book-to-market* o único caso em que a hipótese nula do teste foi rejeitada (0,0447).

Para testar a robustez dos resultados, os modelos foram estimados novamente considerando o período amostral

segmentado em dois subperíodos iguais. Os resultados obtidos com esse teste mostraram que os modelos apresentaram um melhor desempenho na segunda metade do período amostral, sendo a maior integração dos mercados estudados aos mercados globais uma possível justificativa para esse efeito. No que diz respeito às diferentes composições de modelos testadas, novamente os resultados indicaram que o modelo composto pelos cinco fatores de Fama e French (2015) possui o melhor ajuste para a amostra.

Por fim, foram testadas as regressões *cross-section*, ou modelos do segundo passo, para verificar se os coeficientes obtidos no primeiro passo eram capazes de explicar o excesso de retorno médio dos portfólios LHS. Os resultados foram favoráveis ao modelo de Fama e French (2015), dado o seu maior R^2 ajustado. No entanto, as estimativas dos modelos estudados explicitaram que nenhum deles foi capaz de explicar completamente o excesso de retorno dos portfólios LHS. Ou seja, as evidências deste artigo sugerem a limitação dos fatores testados em descrever os retornos *cross-section* dos ativos na amostra. Desse modo, mostra-se oportuna a realização de novos estudos com a inclusão de outros fatores nos modelos, tais como a liquidez de mercado e o risco informacional.

Os resultados desta pesquisa contribuem para um melhor entendimento sobre os fatores relevantes em mercados emergentes e seu impacto na precificação de ativos; e proporcionam aos atores do mercado financeiro melhores condições para a tomada de decisão tanto no momento da composição quanto no da avaliação do desempenho de seus portfólios de investimento diante de sua exposição às diferentes fontes de risco sistêmico. Para a literatura sobre precificação de ativos, este artigo acrescenta contribuições importantes ao analisar uma amostra ampla de ações negociadas em diferentes mercados emergentes da América Latina e ao realizar um teste empírico do modelo de Fama e French (2015) fundamentado na metodologia de Fama e MacBeth (1973).

REFERÊNCIAS

- Ali, F., Khurram, M. U. & Jiang, Y. (2019). The five-factor asset pricing model tests and profitability and investment premiums: evidence from Pakistan. *Emerging Markets Finance & Trade*, 1-23.
- Cakici, N., Fabozzi, F. J., & Tan, S. (2013). Size, value, and momentum in emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, 16, 46-65.
- Cakici, N., Tang, Y., & Yan, A. (2016). Do the size, value, and momentum factors drive stock returns in emerging markets? *Journal of International Money and Finance*, 69, 179-204.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-81.
- Collot, S., & Hemauer, T. (2020). A literature review of new methods in empirical asset pricing: omitted-variable and

- errors-in-variable bias. *Financial Markets and Portfolio Management*.
- Fama, E., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E., & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E., & French, K. (2004). The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46.
- Fama, E., & French, K. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 491-518.
- Fama, E., & French, K. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.
- Fama, E., & French, K. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Foye, J. (2018). A comprehensive test of the Fama-French five-factor model in emerging markets. *Emerging Markets Review*, 37, 199-222.
- Ganz, A. C. S., Schlotfeldt, J. O., & Rodrigues Junior, M. M. (2020). Modelos de precificação de ativos financeiros e governança corporativa. *Revista de Administração Mackenzie*, 21(2), 1-27.
- Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.
- Hanauer, M. X., & Linhart, M. (2015). Size, value, and momentum in emerging market stock returns: integrated or segmented pricing? *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 44, 175-214.
- Harvey, C. R. (1995). Predictable risk and returns in emerging markets. *Review of Financial Studies*, 8(3), 773-816.
- Leite, A. L., Klotzle, M. C., Pinto, A. C. F., & Silva, A. F. (2018). Size, value, profitability, and investment: evidence from emerging markets. *Emerging Markets Review*, 36, 45-59.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5), 867-887.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28.
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-443.
- Siqueira, L. S., Amaral, H. F., & Correia L. F. (2017). O efeito do risco de informação assimétrica sobre o retorno de ações negociadas na BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(75), 425-444.
- Titman, S. K. C., Wei, J., & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 677-700.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna* (4a ed.). São Paulo: Cengage Learning.
- Xie, S., & Qu, Q. (2016). The three-factor model and size and value premiums in China's stock market. *Emerging Markets Finance & Trade*, 52(5), 1092-1105.
- Zaremba, A., & Czapkiewicz, A. (2017). Digesting anomalies in emerging European markets: a comparison of factor pricing models. *Emerging Markets Review*, 31, 1-15.