



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA (UFPB)**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS (CCSA)**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO (PPGA)**  
**CURSO DE DOUTORADO EM ADMINISTRAÇÃO**

**JAILSON MANOEL SILVA DUARTE**

***FACTOR MOMENTUM DAS ANOMALIAS E O RETORNO DAS AÇÕES:***  
**EVIDÊNCIAS DE PAÍSES EMERGENTES**

**João Pessoa**

**2024**

JAILSON MANOEL SILVA DUARTE

***FACTOR MOMENTUM DAS ANOMALIAS E O RETORNO DAS AÇÕES:  
EVIDÊNCIAS DE PAÍSES EMERGENTES***

Tese de doutorado apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Administração pelo Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba.

Área de Concentração: Administração e Sociedade  
Linha de Pesquisa: Finanças e Métodos Quantitativos

Orientador: Prof. Dr. Márcio André Veras Machado

**João Pessoa**

**2024**

**Catálogo na publicação**  
**Seção de Catalogação e Classificação**

D812f Duarte, Jailson Manoel Silva.

Factor momentum das anomalias e o retorno das ações  
: evidências de países emergentes / Jailson Manoel  
Silva Duarte. - João Pessoa, 2024.  
248 f. : il.

Orientação: Márcio André Veras Machado.  
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Anomalia. 2. Factor momentum. 3. Sentimento do  
investidor. 4. Incerteza. 5. Mercados emergentes. I.  
Machado, Márcio André Veras. II. Título.

UFPB/BC

CDU 330.322(043)

## **ATA DE DEFESA DE TESE**

### **Defesa nº 91**

Ata da Sessão Pública de Defesa de Tese do(a) Doutorando(a) **Jailson Manoel Silva Duarte** como requisito final para obtenção do grau de Doutor em Administração, Área de Concentração em Administração e Sociedade e na Linha de Pesquisa em Finanças e Métodos Quantitativos.

No dia 23 de agosto de 2024, às 08h30 horas, na Sala Virtual *Google Meet*, através do link [meet.google.com/ukz-vygu-jby](https://meet.google.com/ukz-vygu-jby), reuniu-se a banca examinadora homologada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em Administração, composta pelos membros: Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Márcio André Veras Machado (Orientador(a) – PPGA/UFPB), Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Cássio da Nóbrega Besarria (Examinador(a) Interno(a) – PPGA/UFPB), Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Adriano Leal Bruni (Examinador(a) Externo(a) – UFBA), Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Robert Aldo Iquiapaza Coaguila (Examinador(a) Externo(a) – UFMG) e Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Eduardo Kazuo Kayo (Examinador(a) Externo(a) – USP), com a finalidade de julgar a tese do(a) aluno(a) **Jailson Manoel Silva Duarte**, intitulada **“FACTOR MOMENTUM DAS ANOMALIAS E O RETORNO DAS AÇÕES: EVIDÊNCIAS DE PAÍSES EMERGENTES”**, para obtenção do grau de Doutor em Administração. O desenvolvimento dos trabalhos seguiu o roteiro de sessão de defesa estabelecido pela coordenação do curso, com abertura, condução e encerramento da sessão solene de defesa realizado pelo(a) presidente Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Márcio André Veras Machado. Após haver analisado o referido trabalho e arguido o(a) candidato(a), os membros da Banca Examinadora deliberaram por unanimidade e atribuíram o conceito (X ) aprovado, ( ) insuficiente, ( ) reprovado.

#### **Observações da Banca:**

Vide observações da banca

Proclamados os resultados, o Presidente da Banca Examinadora, Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Márcio André Veras Machado, encerrou os trabalhos, e para constar, confere e assina a presente ata, juntamente aos membros da Banca Examinadora e o(a) aluno(a).

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Márcio André Veras Machado  
Orientador(a) – PPGA/UFPB

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Cássio da Nóbrega Besarria  
Examinador(a) Interno(a) – PPGA/UFPB

p/  Documento assinado digitalmente  
**MARCIO ANDRE VERAS MACHADO**  
Data: 23/08/2024 20:33:21-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Adriano Leal Bruni  
Examinador(a) Externo(a) – UFBA

p/  Documento assinado digitalmente  
**MARCIO ANDRE VERAS MACHADO**  
Data: 23/08/2024 20:32:12-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Robert Aldo Iquiapaza Coaguila  
Examinador(a) Externo(a) – UFMG

p/  Documento assinado digitalmente  
**MARCIO ANDRE VERAS MACHADO**  
Data: 23/08/2024 20:30:58-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

Prof.<sup>(a)</sup> Dr.<sup>(a)</sup> Eduardo Kazuo Kayo  
Examinador(a) Externo(a) – USP

 Documento assinado digitalmente  
**JAILSON MANOEL SILVA DUARTE**  
Data: 23/08/2024 11:02:17-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

Jailson Manoel Silva Duarte  
Doutorando(a)

## *Dedicatória*

À Imaculada e sempre Virgem  
Maria,  
À cheia de graça,  
À bendita entre todas as mulheres,  
Mãe da santa esperança,  
Mãe da misericórdia.

Um simples servo,  
ainda que indigno e vil,  
humildemente dedica esta Tese.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pelo dom da vida e por estar comigo em todos os momentos de alegria e aflição. Pela força e coragem concedidas em todos os momentos de luta e de conquistas pessoais e profissionais. Sem a sabedoria e a graça do Vosso Espírito, não seria possível a realização desta tese.

À Elenice Duarte, minha esposa, companheira e amiga, que esteve ao meu lado em todos os momentos, inclusive nos dias mais difíceis. Por dedicar seu tempo para tornar este sonho possível. Você faz parte de cada etapa vivida neste processo. Obrigado por compreender minhas ausências e por me encorajar a não desistir.

Aos familiares que direta ou indiretamente estiveram ao meu lado, colaborando para que esse sonho fosse concretizado.

Ao meu orientador, professor Márcio Machado, que nos ensinou pelo exemplo de vida e pelo zelo com que se dedica aos estudos e ao trabalho acadêmico. Muito obrigado por me fazer acreditar que concluir esta etapa de minha formação seria possível.

Aos professores Cássio Besarria, Adriano Bruni, Robert Iquiapaza e Eduardo Kayo, pelas valiosas contribuições desde o processo de qualificação desta tese. Suas contribuições foram primordiais para a finalização deste trabalho.

Aos colegas do GFIC, pelas contribuições ao projeto e discussões nas reuniões.

Aos amigos Leandro Wickboldt e Lineker Passos, pelos constantes auxílios na coleta e tratamento dos dados e na elaboração dos códigos para a realização dos testes econométricos.

À psicóloga Dra. Zulaynny de Lima, que todas as vezes me auxiliou a vencer as angústias e aflições, permitindo-me enfrentar as adversidades com mais leveza e otimismo. Muito obrigado!

Aos irmãos do Grupo de Oração Jesus para Sempre - Jacaraú/PB, pelas constantes orações e pelas palavras de conforto que me sustentaram nas horas mais difíceis. Obrigado!

A todos os meus colegas da turma do Doutorado em Administração de 2020, aqueles que dividiram momentos difíceis e incertos nas aulas *online* em plena pandemia, muitos dos quais só vimos pessoalmente raríssimas vezes.

A todos os funcionários da Biblioteca Setorial Berilo Borba, mais conhecida como Biblioteca Setorial do CCSA, por nos receberem com alegria e entusiasmo todos os dias.

Pelas valiosas contribuições, a todos, muito obrigado!

## RESUMO

O *Factor Momentum* é uma estratégia de investimento baseada na autocorrelação dos retornos das anomalias para formar uma carteira que compra (*long*) fatores com retornos positivos anteriores e vende (*short*) fatores com retornos negativos anteriores. Essa estratégia surge da interligação entre o preço dos títulos e o sentimento do investidor, que é influenciado pela incerteza em cada mercado. Assim, o objetivo desta tese foi investigar a relação entre o *Factor Momentum*, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru). A análise foi dividida em três etapas: a) analisar as relações entre o retorno das anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica; (b) verificar a influência do sentimento do investidor sobre o *Factor Momentum*; e (c) avaliar os efeitos da incerteza da política econômica sobre o *Factor Momentum*. Utilizando dados de 2010 a 2022, os resultados indicaram a presença de anomalias na América Latina, embora menos pronunciadas quando ajustadas pelo sentimento do investidor. Por outro lado, a incerteza não influenciou diretamente os retornos das anomalias, mas, ao moderar o sentimento, reduziu a quantidade de anomalias significativas. Também foi observado que o *Factor Momentum* gerou retornos anormais positivos, especialmente nas estratégias ajustadas pelo momento das ações individuais. Além disso, o sentimento do investidor ampliou esses retornos em períodos de alto sentimento, mas não impactou positivamente o retorno do *Factor Momentum* das anomalias. Por fim, a análise de causalidade de Granger mostrou que a incerteza da política econômica afeta o sentimento do investidor, impactando positivamente os retornos das estratégias de *Factor Momentum* em prazos mais curtos. Portanto, conclui-se que, nos mercados emergentes da América Latina, o sentimento do investidor, isoladamente, não explica de maneira satisfatória a ocorrência do *Factor Momentum*, como inicialmente esperado. Esta tese contribuiu para a compreensão da complexa relação entre incerteza da política econômica, sentimento do investidor e os retornos das estratégias de *Factor Momentum* em mercados emergentes da América Latina. Estes achados, embora envoltos por diversas limitações, oferecem uma base teórica e metodológica para futuras investigações e possibilidade de aplicações práticas em estratégias de investimentos definidas com base no entendimento da relação entre sentimento e incerteza no contexto das anomalias do mercado financeiro desses países emergentes. É preciso que os investidores considerem também o papel da incerteza da política na definição de estratégias rentáveis nesses países.

**PALAVRAS-CHAVE:** Anomalia; *Factor Momentum*; Sentimento do Investidor; Incerteza; Mercados Emergentes.

## ABSTRACT

Factor Momentum is an investment strategy based on the autocorrelation of anomaly returns to form a portfolio that buys (long) factors with previous positive returns and sells (short) factors with previous negative returns. This strategy arises from the interconnection between asset prices and investor sentiment, which is influenced by uncertainty in each market. Thus, this thesis investigated the relationship between Factor Momentum, investor sentiment, and economic policy uncertainty in emerging Latin American countries (Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru). I divided the analysis into three stages: (a) analyzing the relationships between anomaly returns, investor sentiment, and economic policy uncertainty; (b) examining the influence of investor sentiment on Factor Momentum; and (c) assessing the effects of economic policy uncertainty on Factor Momentum. The results showed anomalies in Latin America, although they were less pronounced when adjusted for investor sentiment. On the other hand, uncertainty did not directly influence anomaly returns but, by moderating sentiment, reduced the number of significant anomalies. I also observed that Factor Momentum generated positive abnormal returns, particularly in strategies adjusted by individual stock momentum. Furthermore, investor sentiment amplified these returns during periods of high sentiment but did not positively impact the return of Factor Momentum from anomalies. Finally, Granger causality analysis showed that economic policy uncertainty affects investor sentiment, positively impacting the returns of Factor Momentum strategies over shorter time horizons. Therefore, investor sentiment alone does not satisfactorily explain the occurrence of Factor Momentum as initially expected. This thesis contributes to understanding the complex relationship between economic policy uncertainty, investor sentiment, and the returns of Momentum Factor strategies in Latin America emerging markets. Although surrounded by several limitations, this thesis offers a theoretical and methodological basis for future investigations and the possibility of practical applications in investment strategies based on understanding the relationship between sentiment and uncertainty in the context of financial market anomalies in these emerging countries. Investors also need to consider the role of political uncertainty in defining profitable strategies in these countries.

**KEYWORDS:** Anomaly; Factor Momentum; Investor Sentiment; Uncertainty; Emerging Markets.

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 1</b> – Desenho Conceitual da Tese .....	34
<b>Figura 2</b> – Sentimento do investidor específico da firma em cada país. ....	118

## LISTA DE QUADROS

<b>Quadro 1</b> – Lista de Anomalias e Fatores. . . . .	72
<b>Quadro 2</b> – Detalhamento dos índices EPU em cada país da amostra. . . . .	83

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1</b> – Estatísticas Descritivas do Retorno Mensal em Excesso das Anomalias . . . . .	101
<b>Tabela 2</b> – Estatísticas Descritivas do Retorno Mensal em Excesso nos Fatores . . . . .	106
<b>Tabela 3</b> – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no Brasil. . . . .	108
<b>Tabela 4</b> – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no Chile. . . . .	110
<b>Tabela 5</b> – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias na Colômbia. . .	111
<b>Tabela 6</b> – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no México. . .	113
<b>Tabela 7</b> – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no Peru. . . . .	114
<b>Tabela 8</b> – Cargas fatoriais e variância explicada do índice de sentimento em cada país . .	116
<b>Tabela 9</b> – Estatística descritiva do sentimento do investidor em nível de firma (SIEF) . .	117
<b>Tabela 10</b> – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no Brasil . . . . .	120
<b>Tabela 11</b> – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no Chile. . . . .	122
<b>Tabela 12</b> – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais na Colômbia . . . . .	123
<b>Tabela 13</b> – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no México . . . . .	125
<b>Tabela 14</b> – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no Peru . . . . .	126
<b>Tabela 15</b> – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no Brasil. . . . .	129
<b>Tabela 16</b> – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no Chile . . . . .	130
<b>Tabela 17</b> – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais na Colômbia. . . . .	132
<b>Tabela 18</b> – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no México . . . . .	133
<b>Tabela 19</b> – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no Peru. . . . .	134
<b>Tabela 20</b> – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no Brasil. . . . .	137
<b>Tabela 21</b> – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no Chile . . . . .	140
<b>Tabela 22</b> – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais na Colômbia . . . . .	141
<b>Tabela 23</b> – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no México. . . . .	142
<b>Tabela 24</b> – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no Peru . . . . .	144
<b>Tabela 25</b> – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no Brasil. . . . .	148
<b>Tabela 26</b> – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no Chile . . . . .	151
<b>Tabela 27</b> – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado na Colômbia. . . . .	153
<b>Tabela 28</b> – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no México . . . . .	155

<b>Tabela 29</b> – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no Peru. . . . .	156
<b>Tabela 30</b> – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Brasil. .	159
<b>Tabela 31</b> – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Chile . .	161
<b>Tabela 32</b> – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual na Colômbia . . . . .	163
<b>Tabela 33</b> – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no México	165
<b>Tabela 34</b> – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Peru . . .	167
<b>Tabela 35</b> – Momento do Fator condicionado ao sentimento em portfólios 1-1. . . . .	170
<b>Tabela 36</b> – Momento do Fator condicionado ao sentimento em portfólios 12-1. . . . .	171
<b>Tabela 37</b> – Momento do Fator e Sentimento por Anomalias em portfólios 1-1. . . . .	173
<b>Tabela 38</b> – FMOM e SIEF nos Modelos Fatoriais em estratégias (1-1) . . . . .	175
<b>Tabela 39</b> – FMOM e SIEF nos Modelos Fatoriais em estratégias (12-1) . . . . .	176
<b>Tabela 40</b> – Teste de Causalidade de Granger Linear e Não-Linear. . . . .	179
<b>Tabela 41</b> – Momento do Fator Condicionado à Incerteza em portfólios 1-1. . . . .	181
<b>Tabela 42</b> – Momento do Fator Condicionado à Incerteza em portfólios 12-1. . . . .	183
<b>Tabela 43</b> – Momento do Fator e Incerteza por grupos de anomalias em portfólios (1-1). .	186
<b>Tabela 44</b> – FMOM e EPU nos Modelos Fatoriais em estratégias (1-1) . . . . .	190
<b>Tabela 45</b> – FMOM e EPU nos Modelos Fatoriais em estratégias (12-1) . . . . .	193

## LISTA DE SIGLAS

**ACC** - *Accruals* Totais

**ACP** - Análise de Componentes Principais

**AL52** - Alta 52 Semanas

**ANN** - Redes Neurais Artificiais

**AOP** - Alavancagem Operacional

**APT** - Teoria de Precificação por Arbitragem

**ATR** - Taxa de Rotatividade Ajustada

**BAB** - Apostando Contra o Beta

**BETA** - Beta CAPM

**BM** - *Book-to-Market*

**BSI** - *Buy and Sell Imbalance*

**C4** - Modelo Quatro Fatores de Carhart

**CAPM** - *Capital Asset Pricing Model*

**CES** - Crescimento nos Estoques

**CMA** - *Conservative Minus Aggressive*

**CMB** - Crescimento Margem Bruta

**CP** - Componentes Principais

**CVD** - Crescimento nas Vendas

**DPL** - Dívida por Valor do Patrimônio Líquido

**EPU** - *Economic Policy Uncertainty*

**FCP** - Fluxo de Caixa por Preço

**FDE** - Fator de Desconto Estocástico

**FF3** - Modelo Três Fatores de Fama e French

**FF5** - Modelo Cinco Fatores de Fama e French

**FMOM** - Momento do Fator

**FSC** - *Fundamental Score*

**GCI** - *Granger Causality Index*

**HMA** - Hipótese de Mercados Adaptativos

**HME** - Hipótese de Mercados Eficientes

**HML** - *High Minus Low*

**ICAPM** - *Intertemporal Capital Asset Pricing Model*

**IPA** - Investimentos por Ativos

**KP** - Modelo Keene e Peterson

**LMH** - *Low minus High*

**LP** - Lucro por Preço

**LTV** - Logaritmo do Volume Negociado

**ME** - *Market Equity*

**MINT** - Momento Intermediário

**MKT** - Mercado

**MLP** - *Multilayer Perceptron*

**MOM** - Momento

**MOM6** - Momento Seis Meses

**MQO** - Mínimos Quadrados Ordinários

**MSCI** - *Morgan Stanley Capital International*

**PE** - Preço por Lucro

**PL** - Patrimônio Líquido

**PLI** - Índice de Linha Psicológica

**QF** - Modelo q-Fator

**RMW** - *Robust Minus Weak*

**ROA** - Retorno sobre Ativos

**ROE** - Retorno sobre Patrimônio Líquido

**RSI** - Índice de Força Relativa

**SD** - Desvio Padrão

**SGD** - *Stochastic Gradient Descent*

**SIEF** - Sentimento do Investidor Específico da Firma

**SMB** - *Small Minus Big*

**SR** - Índices de Sharpe

**SUE** - Lucro Inesperado Padronizado

**TVOL** - Volatilidade Total

**UFPB** - Universidade Federal da Paraíba

**VARNN** - *Vector Auto-Regressive Neural Network*

**VIF** - Fator de Inflação de Variância

**VTUR** - Volatilidade do *Turnover*

**WML** - *Winner minus Loser*

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>19</b>
1.1	CONTEXTUALIZAÇÃO . . . . .	19
1.2	OBJETIVOS DA PESQUISA . . . . .	23
1.2.1	Objetivo Geral . . . . .	24
1.2.2	Objetivos Específicos . . . . .	24
1.3	JUSTIFICATIVA E PROPOSIÇÃO DA TESE . . . . .	24
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA</b>	<b>36</b>
2.1	HIPÓTESE DE MERCADO EFICIENTE E ANOMALIAS . . . . .	36
2.2	MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS . . . . .	40
2.3	RETORNO DAS AÇÕES E ANOMALIAS DO MERCADO FINANCEIRO . . . . .	42
2.3.1	Anomalias de Valor <i>versus</i> Crescimento . . . . .	44
2.3.2	Anomalias de Investimento . . . . .	45
2.3.3	Anomalias de Rentabilidade . . . . .	46
2.3.4	Anomalias de Atritos Comerciais . . . . .	47
2.3.5	Anomalias de Momento . . . . .	48
2.4	RETORNO DAS ANOMALIAS NOS MERCADOS EMERGENTES . . . . .	49
2.5	ANOMALIAS E CUSTOS DE TRANSAÇÃO . . . . .	52
2.6	ANOMALIAS E SENTIMENTO DO INVESTIDOR . . . . .	53
2.7	INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA E SENTIMENTO DO INVESTIDOR . . . . .	57
2.8	<i>FACTOR MOMENTUM</i> , INCERTEZAS E SENTIMENTO DO INVESTIDOR . . . . .	60
2.8.1	<i>Factor Momentum</i> e Sentimento do Investidor . . . . .	60
2.8.2	<i>Factor Momentum</i> e Incerteza na Política Econômica . . . . .	66
<b>3</b>	<b>PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS</b>	<b>69</b>
3.1	COLETA DE DADOS E DEFINIÇÃO DA AMOSTRA . . . . .	69
3.2	VARIÁVEIS E CONSTRUÇÃO DAS CARTEIRAS . . . . .	70
3.3	MODELOS E TESTES . . . . .	71
3.3.1	Retorno <i>Long-Short</i> das Anomalias . . . . .	71

3.3.2	Modelos de Precificação de Ativos . . . . .	74
3.3.3	Sentimento do Investidor Específico da Firma . . . . .	78
3.3.4	Índice de Incertezas da Política Econômica . . . . .	82
3.4	MÉTODOS RELACIONADOS AO PRIMEIRO OBJETIVO ESPECÍFICO . .	84
3.4.1	Testes Econométrico dos Retornos das Anomalias . . . . .	84
3.4.2	Retorno das Anomalias e Sentimento do Investidor . . . . .	85
3.4.3	Retorno das Anomalias e Incertezas . . . . .	87
3.5	MÉTODOS RELACIONADOS AO SEGUNDO OBJETIVO ESPECÍFICO . .	89
3.5.1	Autocorrelação no Retorno das Anomalias . . . . .	89
3.5.2	Momento do Fator e Momento da Ação Individual . . . . .	91
3.5.3	<i>Factor Momentum</i> e Sentimento do Investidor . . . . .	92
3.6	MÉTODOS RELACIONADOS AO TERCEIRO OBJETIVO ESPECÍFICO . .	94
3.6.1	Testes de Causalidade EPU e SIEF . . . . .	95
3.6.2	<i>Factor Momentum</i> e Incertezas . . . . .	97
<b>4</b>	<b>ANÁLISE DOS RESULTADOS</b>	<b>100</b>
4.1	ANÁLISE DA PRIMEIRA HIPÓTESE DE PESQUISA . . . . .	100
4.1.1	O Retorno Médio das Anomalias . . . . .	101
4.1.2	Retorno Médio dos Fatores nos Modelos de Precificação . . . . .	105
4.1.3	Anomalias e Modelos de Precificação no Brasil . . . . .	107
4.1.4	Anomalias e Modelos de Precificação no Chile . . . . .	109
4.1.5	Anomalias e Modelos de Precificação na Colômbia . . . . .	111
4.1.6	Anomalias e Modelos de Precificação no México . . . . .	112
4.1.7	Anomalias e Modelos de Precificação no Peru . . . . .	113
4.1.8	Sentimento do Investidor na América Latina . . . . .	115
4.1.9	Anomalias e Sentimento do Investido na América Latina . . . . .	119
4.1.10	Anomalias e Incertezas na América Latina . . . . .	127
4.1.11	Incerteza e Sentimento do Investidor na América Latina . . . . .	135
4.1.12	Discussões sobre Anomalias, Sentimento e Incertezas . . . . .	145
4.2	ANÁLISE DA SEGUNDA HIPÓTESE DE PESQUISA . . . . .	147
4.2.1	Momento do Fator e o Retorno das Anomalias . . . . .	147
4.2.2	Momento do Fator e Momento da Ação Individual . . . . .	158
4.2.3	<i>Factor momentum</i> e Sentimento do Investidor . . . . .	169

4.2.4	<i>Factor momentum</i> e Sentimento do Investidor nos Modelos Fatoriais . . .	174
4.3	ANÁLISE DA TERCEIRA HIPÓTESE DE PESQUISA . . . . .	178
4.3.1	Teste de Causalidade entre EPU e SIEF . . . . .	178
4.3.2	Momento do Fator em Cenários de Alta, Média e Baixa incertezas . . .	180
4.3.3	Momento do Fator e Incerteza por Grupos de Anomalias . . . . .	185
4.3.4	<i>Factor Momentum</i> e Incerteza com Modelos Fatoriais . . . . .	189
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>196</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>211</b>
	<b>APÊNDICE A - Relatório de Alterações Pós-Qualificação</b>	<b>233</b>
	<b>APÊNDICE B - Definições das Anomalias</b>	<b>238</b>
	<b>APÊNDICE C - Tabelas Complementares</b>	<b>242</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Neste capítulo, apresenta-se a contextualização da tese, definindo-se as bases pelas quais o problema de pesquisa foi construído. Em seguida, definem-se os objetivos geral e específicos que fornecem uma direção para a construção das hipóteses investigadas. Por fim, são descritas a justificativa, que explica a relevância do estudo, e a proposição da tese, que será defendida ao longo do trabalho.

### 1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO

Os mercados emergentes têm crescido de forma acelerada nos últimos anos e vêm desempenhando um papel expressivo na economia global. Além de compreender a maior população e território mundiais (Akbari; Ng; Solnik, 2020), continuam crescendo mais rápido do que muitos países desenvolvidos (Kearney, 2012). Em termos de capitalização de mercado de ações, desempenham um papel fundamental na economia internacional e seus efeitos sobre o crescimento econômico podem ser transmitidos por meio de canais específicos como liquidez, capitalização de mercado, compartilhamento de riscos e diversificação (Nguyen *et al.*, 2022).

No entanto, os mercados emergentes representam apenas uma pequena parcela da capitalização de mercado de ações em nível mundial (Atilgan; Demirtas; Simsek, 2015) e são caracterizados por uma série de fatores distintos, como mudanças estruturais, maior volatilidade e incerteza em comparação com os mercados desenvolvidos. De acordo com Bekaert, Harvey e Mondino (2023), os mercados de ações emergentes diferem de maneira estatisticamente significativa dos mercados desenvolvidos, apresentando níveis muito mais baixos de PIB *per capita* e menor desenvolvimento do mercado de ações.

Assim, os países emergentes representam um desafio para as pesquisas em Finanças ao apresentarem dados de baixa qualidade, mercados pequenos, riscos fronteira, instabilidade política e fragilidades relacionadas aos fluxos internacionais de capital (Leite *et al.*, 2018), exigindo que modelos e teorias sejam adaptados a essas especificidades (Bekaert; Harvey, 2003). Portanto, comparar mercados emergentes e desenvolvidos sem considerar as diferenças institucionais e comportamentais podem resultar em respostas enviesadas (Fan; Wei, 2011).

Um dos primeiros obstáculos a ser considerado é que as evidências sobre a eficiência de

mercado nem sempre são confirmadas. De acordo com Kearney (2012), os países emergentes tendem a funcionar com eficiência imperfeita, sendo esses mercados menos eficientes em termos de informação devido ao baixo volume de negociação, incertezas políticas e econômicas e falta de concorrência entre os *players* (Bekaert; Harvey, 2003). Como consequência, esses aspectos podem induzir os preços dos ativos a desviarem-se do seu valor fundamental (Lagoarde-Segot; Lucey, 2008).

As evidências contrárias à validade empírica da Hipótese de Mercados Eficientes (HME) fazem surgir as anomalias (Chen; Velikov, 2023; Hou; Xue; Zhang, 2015; Jacobs; Müller, 2020), que representam um padrão nos retornos médios das ações inconsistente com os modelos predominantes de precificação de ativos (Cederburg; O'Doherty, 2015). Segundo Zaremba *et al.* (2019), os mercados de ações dos países emergentes, por apresentarem menor grau de eficiência, geralmente são considerados um reservatório de anomalias e, dessa forma, podem proporcionar aos investidores retornos anormais mais elevados.

Entretanto, à medida que os mercados amadurecem, os investidores vão aprendendo com as melhorias nas condições de arbitragem ou com as publicações das pesquisas científicas e, conseqüentemente, a lucratividade desses padrões podem diminuir ao longo do tempo (Chordia; Subrahmanyam; Tong, 2014; Mclean; Pontiff, 2016; Schwert, 2003). Diante do desaparecimento ou enfraquecimento das anomalias do mercado de ações, torna-se relevante melhorar a compreensão desses padrões para que os profissionais de mercado possam definir estratégias mais promissoras (Zaremba; Szyszka, 2016), melhorando o desempenho nos seus investimentos.

Jegadeesh e Titman (1993) mostraram que ações que tiveram um bom desempenho nos últimos seis a doze meses continuaram a entregar retornos acima da média no período subsequente, fenômeno que ficou conhecido na literatura por efeito momento. Entre as diversas anomalias registradas no mercado financeiro nas últimas décadas, o efeito momento tem sido apresentado com uma das anomalias mais robustas (Blitz; Hanauer; Vidojevic, 2020), gerando retornos positivos em todas as décadas do pós-guerra (Chui; Titman; Wei, 2010).

Desde o trabalho seminal de Jegadeesh e Titman (1993), a anomalia de momento tem recebido atenção substancial por parte da academia, e por profissionais, em diversos mercados (Asness; Moskowitz; Pedersen, 2013; Baltzer; Jank; Smajlbegovic, 2019; Fama; French, 2012; Huang *et al.*, 2020) e para diversas classes de ativos (Bianchi; Drew; Fan, 2016; Haesen; Houweling; Zundert, 2017; Jostova *et al.*, 2013; Moskowitz; Ooi; Pedersen, 2012),

sendo considerado um dos temas mais pesquisados em Finanças nas últimas décadas (Kelly; Moskowitz; Pruitt, 2021).

As justificativas teóricas para a existência do efeito momento partem das contradições observadas na HME. Ora, se os mercados são eficientes na forma fraca, como assegura Fama (1970), os preços passados não deveriam prever os preços futuros. Com base nisso, as duas principais vertentes da literatura que tentam explicar esse efeito fazem diferentes suposições sobre a racionalidade dos investidores (Wiest, 2022). As explicações baseadas em riscos consideram os investidores como racionais e os lucros das estratégias de momento são tratados como compensação pelos riscos que surgem dessas negociações (Fama; French, 1996a; Johnson, 2002; Lesmond; Schill; Zhou, 2004; Pástor; Stambaugh, 2003). Conrad e Kaul (1998) argumentam que essa lucratividade pode ser explicada pela variação *cross-sectional* no retorno que, em média, é positiva mesmo que os retornos esperados das ações sejam constantes ao longo do tempo.

Por outro lado, os argumentos comportamentais sugerem que os investidores exibem certos vieses que influenciam as negociações e levam os preços das ações a se afastarem de seu valor fundamental. Autores como Barberis, Shleifer e Vishny (1998), Daniel, Hirshleifer e Subrahmanyam (1998) e Hong e Stein (1999) utilizam modelos comportamentais baseados na hipótese de que os lucros das estratégias de momento surgem por conta de vieses na maneira como os investidores interpretam as informações disponíveis. Os retornos anormais no período de retenção refletem uma reação tardia dos investidores às informações, fazendo com que os preços das ações vencedoras (perdedoras) estejam acima (abaixo) de seus valores no longo prazo.

Esses posicionamentos divergentes corroboram a ideia de que não há um consenso na literatura sobre as fontes do efeito momento (Gao; Guo; Xiong, 2021), embora alguns estudos defendam que é difícil atribuir os retornos da estratégia de momento à compensação por fatores de risco (Fong; Wong; Lean, 2005; Jegadeesh; Titman, 2002; Muga; Santamaría, 2007a), sugerindo a necessidade de compreender o fator momento a partir dos conceitos das Finanças Comportamentais como, por exemplo, *overconfidence* (Daniel; Hirshleifer; Subrahmanyam, 1998; Daniel; Titman, 1999), *underreaction* (Chang *et al.*, 2018), *overreaction* (Daniel; Hirshleifer; Subrahmanyam, 1998; De Long *et al.*, 1990), difusão lenta de informações (Hong; Stein, 1999) e reações irracionais dos investidores às informações (Barberis; Shleifer; Vishny, 1998; Chang *et al.*, 2018; Gutierrez Jr; Prinsky, 2007).

Entre as contribuições de natureza comportamental voltadas para justificar a existência do efeito momento destaca-se o papel do sentimento do investidor, definido por Antoniou, Doukas e Subrahmanyam (2013) como a situação na qual um indivíduo, por qualquer motivo externo, sente-se excessivamente otimista ou pessimista em relação a uma determinada situação. Sob o argumento da dissonância cognitiva, esses autores sustentam que os investidores reagem mais fortemente às informações que contradizem seus sentimentos. Assim, notícias negativas (positivas) entre ações perdedoras (vencedoras) se difundirão lentamente quando o sentimento for otimista (pessimista), resultando no efeito momento impulsionado pelas ações perdedoras em período de sentimento otimista ou pelas ações vencedoras em período de sentimento pessimista.

Avramov *et al.* (2018) entendem que o momento, por ser considerado um indicador de desempenho passado para as ações individuais, pode ser aplicado às outras anomalias do mercado. Assim, se houver persistência nos retornos, será possível desenvolver estratégias de negociação, explorando o momento dos fatores das anomalias (Avramov *et al.*, 2018; Ehsani; Linnainmaa, 2022; Fan *et al.*, 2022b; Gupta; Kelly, 2019). Dessa forma, como existe o fator momento para ações individuais (*Momentum Factor*), há um comportamento semelhante no retorno dos fatores (*Factor Momentum*), em tradução livre chamado de Momento do Fator (FMOM), em que os portfólios são elaborados considerando-se que os fatores que tiveram um bom desempenho no passado continuarão a tê-lo no futuro (Ehsani; Linnainmaa, 2022).

Ehsani e Linnainmaa (2022) utilizaram a persistência no sentimento do investidor para demonstrar que os retornos anteriores das anomalias são informativos sobre seus retornos futuros e, portanto, exibem o efeito momento (*Factor Momentum*). Com base no modelo de sentimento de Kozak, Nagel e Santosh (2018), Ehsani e Linnainmaa (2022) mostraram que os fatores se autocorrelacionam positivamente quando o sentimento for suficientemente persistente. Assim, concluíram que o momento do fator pode surgir do *mispricing*, uma vez que há uma interligação entre sentimento do investidor e preço dos títulos.

Sob essa perspectiva, Gupta e Kelly (2019), Arnott *et al.* (2023) e Ehsani e Linnainmaa (2022) registraram um forte e generalizado efeito *momentum* na maioria das anomalias do mercado financeiro. Em estratégias baseadas no FMOM, mantendo uma posição comprada dos fatores com maior desempenho recentes e uma posição vendida dos fatores de baixo desempenho, observaram resultados significativos quando comparados às estratégias que optaram pelo *momentum* da ação individual, como apresentado por Jegadeesh e Titman (1993).

Entretanto, esses autores não levaram em consideração que o sentimento do investidor

é um reflexo tanto das informações dos preços dos títulos no mercado de ações quanto das incertezas na política econômica (Bitencourt; Iquiapaza, 2024; Yao; Li, 2020). Essas incertezas podem transmitir informações ao mercado e influenciar o sentimento do investidor, causando flutuações nos preços. Assim, conforme proposto por Gu *et al.* (2021), os investidores não estão dispostos a aplicar estratégias de negociação de momento quando são expostos a ambientes de alta incerteza, pois elas impedem que os investidores façam julgamentos sobre a continuidade do efeito momento.

De acordo com Li *et al.* (2016), falta de consenso ou alterações constantes nas políticas econômicas por parte dos formuladores de políticas governamentais contribuem para um cenário de grande incerteza econômica, mensurada por Baker, Bloom e Davis (2016) por meio do índice *Economic Policy Uncertainty* (EPU), refletindo o grau de incerteza das políticas regulatórias, monetárias e fiscais de cada mercado (Phan; Sharma; Tran, 2018).

Alguns estudos (Chen; Jiang; Tong, 2017; Gu *et al.*, 2021) têm demonstrado que o EPU tem influenciado significativamente os mercados financeiros, aumentando a volatilidade e tornando mais difícil para os investidores obterem retornos anormais por meio de investimentos em ações (Liu; Zhang, 2015). Evidências empíricas têm mostrado que níveis elevados de EPU podem enfraquecer o efeito momento, eliminando completamente o retorno dessas estratégias (Gu *et al.*, 2021; Paule-Vianez *et al.*, 2021). Essa influência torna-se mais forte em períodos de recessão quando os investidores reagem em menor medida a novas informações, aumentando as ineficiências na precificação dos títulos (Paule-Vianez *et al.*, 2021).

Diante do exposto, pode-se questionar se o *Factor Momentum* das anomalias, como proposto por Gupta e Kelly (2019), Arnott *et al.* (2023) e Ehsani e Linnainmaa (2022), é impactado tanto pelo sentimento do investidor quanto pela incerteza da política econômica de mercados emergentes. Nessa perspectiva, é que se define o problema de pesquisa desta tese: **qual a relação entre *Factor Momentum*, sentimento do investidor e incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina?**

## 1.2 OBJETIVOS DA PESQUISA

Partindo do problema de pesquisa levantado na Contextualização e considerando que os mercados emergentes da América Latina são fontes potenciais de anomalias (Zaremba *et*

*al.*, 2019), que o *mispricing* do momento do fator está associado ao sentimento otimista dos investidores (Grobys; Kolari; Rutanen, 2022) e que os choques de incerteza impactam os investimentos nos países emergentes de forma severa e persistente (Carrieri; Chaieb; Errunza, 2013), definem-se os seguintes objetivos da pesquisa:

### 1.2.1 Objetivo Geral

Investigar a relação entre o *Factor Momentum* das Anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

- a) Analisar a relação entre retorno das anomalias, sentimento do investidor e incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina;
- b) Verificar a influência do sentimento do investidor sobre o *Factor Momentum* das anomalias nos países emergentes da América Latina;
- c) Avaliar o efeito da incerteza da política econômica dos países emergentes da América Latina sobre o *Factor Momentum* das anomalias.

## 1.3 JUSTIFICATIVA E PROPOSIÇÃO DA TESE

A presente tese foi construída como proposta principal de investigar a relação entre o *Factor Momentum* das Anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) que integraram em 2023 o *Morgan Stanley Capital International (MSCI) Emerging Market Index*, um índice de capitalização de mercado projetado para medir o desempenho do mercado de ações de economias emergentes (Dong *et al.*, 2023).

Com essa finalidade, o **primeiro objetivo específico**, buscando-se analisar se os retornos

das anomalias foram econômica e estatisticamente significativos quando considerados os efeitos do sentimento do investidor e da incerteza na política econômica desses países, foi definido para complementar os trabalhos de Xavier e Machado (2017), Machado e Medeiros (2014) e Stambaugh, Yu e Yuan (2012), ao analisar as relações entre anomalias e sentimento do investidor. Adicionalmente, acrescentou-se evidências ao estudo de Li *et al.* (2023), ao investigar o impacto do EPU sobre o retorno das anomalias em mercados emergentes.

Após a identificação das anomalias e suas relações com o sentimento do investidor e com a incerteza, o **segundo objetivo específico** foi voltado para verificar como o *Factor Momentum* é impactado pelo sentimento do investidor. Com essa proposta, a pesquisa alinhou-se aos trabalhos mais recentes como Arnott *et al.* (2023), Ehsani e Linnainmaa (2022), Falck, Rej e Thesmar (2022), Floegel, Schlag e Zunft (2022), Leippold e Yang (2021), Ma, Liao e Jiang (2024) e Yang (2019, 2020), Gupta e Kelly (2019), Avramov *et al.* (2018), que exploraram a persistência no sentimento do investidor para fundamentar a existência do *Factor Momentum* no retorno das anomalias.

Por fim, no **terceiro objetivo específico**, acrescentou-se o EPU, para avaliar os efeitos da incerteza sobre o *Factor Momentum*. A motivação para essa análise foi em função de as políticas econômicas desenvolvidas pelos governos influenciarem o ambiente mercadológico, afetando as expectativas e decisões dos agentes econômicos (Li *et al.*, 2023). Nesse sentido, a pesquisa explorou empiricamente as implicações teóricas definidas por Pástor e Veronesi (2012; 2013), que analisaram os efeitos das mudanças na política governamental sobre os preços das ações e que, por conseguinte, estenderam-se aos retornos dos fatores (Li *et al.*, 2023).

O desenvolvimento desses três objetivos foi embasado na compreensão de que o fator momento das anomalias nos países emergentes latino-americanos, podendo ser impactado pelo sentimento do investidor e pela incerteza, pode indicar significativas oportunidades de investimentos. Como Zaremba *et al.* (2019) têm destacado, os mercados emergentes estão cada vez mais abrindo espaços para valiosas oportunidades para investidores internacionais. A abertura financeira e o aumento da integração entre os diversos mercados (Bekaert; Harvey, 2002; Sharma; Seth, 2012) têm resultado numa crescente correlação dos retornos dos países emergentes com os dos países desenvolvidos (Bartram; Grinblatt, 2021; Bekaert; Harvey, 2002; Zaremba *et al.*, 2019).

Adicionalmente, com as evidências sugerindo que os mercados emergentes são menos eficientes (Al-Khazali; Mirzaei, 2017; Bekaert; Harvey, 2002; Dias *et al.*, 2020;

Sánchez-Granero *et al.*, 2020), tem-se um cenário de grandes possibilidades para os investidores se beneficiarem dos padrões dos retornos das anomalias (Bartram; Grinblatt, 2021). Destaque-se que a maioria das anomalias (Hou; Xue; Zhang, 2015, 2020) foi documentada pela primeira vez no mercado norte-americano e os estudos que integram a América Latina nessas discussões (Atilgan; Demirtas; Gunaydin, 2021; Berggrun; Cardona; Lizarzaburu, 2020; Berggrun; Rausch, 2011; Cakici; Fabozzi; Tan, 2013; Cakici; Tang; Yan, 2016; Diaz-Ruiz; Herrerias; Vasquez, 2020) concentram-se em investigar as anomalias de valor, tamanho e momento, deixando em aberto as evidências de outras características que podem ter uma relação preditiva com o retorno das ações.

Nesse sentido, o **Primeiro Objetivo específico** pode ser considerado relevante por identificar e registrar as significâncias estatística e econômica das anomalias nos países emergentes latino-americanos. Do ponto de vista estatístico, além dos testes tradicionais, observando se o intercepto ( $\alpha$ ) dos modelos de precificação são significativamente diferentes de zero, complementou-se a análise com uma estrutura em que foram realizados testes múltiplos (Berggrun; Cardona; Lizarzaburu, 2023; Harvey; Liu; Zhu, 2016), ou seja, testaram-se simultaneamente mais de uma hipótese acerca da existência das anomalias para controlar as taxas de falsas descobertas nas análises individuais do p-valor de cada anomalia.

Do ponto de vista teórico, o primeiro objetivo específico desta pesquisa também analisou a influência do sentimento do investidor sobre o retorno *cross-sectional* das anomalias. Conforme Antoniou, Doukas e Subrahmanyam (2013), o sentimento é amplamente definido como a situação na qual um indivíduo se sente excessivamente otimista (ou pessimista) sobre uma determinada situação, em função de eventos externos que podem influenciar sua capacidade de julgamento sobre eventos futuros. No contexto dos mercados financeiros, Baker e Wurgler (2007) destacam que o investidor, influenciado por suas emoções e expectativas subjetivas, é levado a tomar decisões não fundamentadas em uma análise objetiva dos dados disponíveis.

Diversos autores (Baker; Wurgler, 2006, 2007; Barberis; Shleifer; Vishny, 1998; De Long *et al.*, 1990; Lee; Shleifer; Thaler, 1991; Shleifer; Summers, 1990) consideraram a possibilidade de que a presença significativa de investidores movidos por sentimentos pode fazer com que os preços se afastem dos valores fundamentais, podendo ser eliminados, conforme Stambaugh e Yuan (2012), por investidores racionais que buscam explorar as oportunidades de ganhos anormais criados pelo *mispricing*.

Esses argumentos têm sido comprovados empiricamente, ao se verificarem a capacidade preditiva do sentimento do investidor em relação aos retornos anormais (Jacobs, 2015; Stambaugh; Yu; Yuan, 2012), com impacto significativo sobre os retornos das anomalias no período de sentimentos otimista (Stambaugh; Yu; Yuan, 2012). Assim, ao levar em consideração que o sentimento do investidor é um fator capaz de impulsionar os retornos anormais, é fundamental que o controle dessa variável seja realizado para que os resultados dos testes de significância estatística dos retornos das anomalias sejam líquidos de algum viés relacionado ao comportamento do investidor.

Portanto, este objetivo específico torna-se relevante por apresentar uma análise sobre o papel do sentimento do investidor latino-americano como um fator que pode explicar os retornos das anomalias, complementando outras variáveis que também impactam o retorno dos títulos como, por exemplo, o efeito tamanho e o efeito valor apresentados por Fama e French (1993). Em síntese, justifica-se o desenvolvimento desta etapa da pesquisa por observar que as diferentes anomalias, que têm sido substancialmente exploradas nos mercados desenvolvidos, sobretudo nos países onde elas foram inicialmente documentadas, carecem de aprofundamentos em mercados menos desenvolvidos.

Além disso, ao evidenciar o padrão e o comportamento dos retornos das anomalias, expurgando os vieses de natureza psicológica dos investidores a partir das métricas de sentimento em nível de firma, a pesquisa incorporou algumas contribuições de ordem teórico-empírica e prática para auxiliar os pesquisadores e os investidores a melhor conhecerem o ambiente mercadológico dos países emergentes da América Latina e, assim, ao complementar as lacunas informacionais demandadas por eles, apontou caminhos para novos *insights* de pesquisas e para os investidores explorarem novas estratégias de negociação com maior potencial de lucratividade.

Acrescente-se a isso, evidências de que o sentimento do investidor é um reflexo tanto das informações do mercado de ações quanto das decisões políticas (Yao; Li, 2020), de modo que as políticas econômicas nacionais transmitem informações relevantes para determinar o sentimento do investidor e influenciar suas decisões de investimentos. Por essa razão, a incerteza tem o potencial de aumentar a informação assimétrica e o compartilhamento de riscos, podendo afetar negativamente a participação dos investidores no mercado de ações (Kwabi *et al.*, 2023).

Essa linha de posicionamento já fora discutida por Zhang (2006), ao propor que a incerteza da informação tem a capacidade de interferir na continuidade dos preços nas

anomalias e na variação *cross-sectional* dos retornos das ações. Segundo esse autor, a continuação dos preços no curto prazo é devida a vieses comportamentais dos investidores, resultando em maior tendência de preços quando há maior incerteza da informação. Assim, maior incerteza no mercado tem o potencial de produzir retornos esperados relativamente mais altos, quando houver notícias otimistas disponível, e retornos mais baixos após períodos de más notícias.

É nessa perspectiva que o primeiro objetivo da tese apresentou suas contribuições de natureza teórica, propondo a investigação conjunto de duas variáveis com capacidade de influenciar o retorno das anomalias. De um lado, tem-se a forma como as decisões políticas são tomadas e como ocorre o processo de implementação dessas decisões, que geralmente causam maior grau de incerteza e impacto no mercado financeiro e no comportamento das empresas (Zhang *et al.*, 2015). Por outro, tem-se que a incerteza pode impor um ônus à arbitragem e, com isso, influencie a existência do *mispricing* dos ativos e permita o surgimento das anomalias no retorno médio das ações (Gu *et al.*, 2021; Han; Hong; Warachka, 2009).

Nessa perspectiva, esta pesquisa além de estender o escopo para um conjunto maior de anomalias, classificadas em cinco categorias, conforme definidas no Quadro 01: (a) valor *versus* crescimento; (b) investimento; (c) rentabilidade; (d) atritos comerciais; e (e) momento, adicionou-se o EPU ao efeito do momento do fator para verificar em que medida as anomalias são impactadas pelas mudanças na política econômica de cada mercado.

Por fim, do ponto de vista prático, as contribuições desta fase da pesquisa foram direcionadas à atuação do investidor nos países da América Latina. Os resultados apresentados podem servir como parâmetros de comparabilidade com os mercados desenvolvidos para que os investidores conheçam melhor o ambiente de negociação de seus investimentos. Assim, ao evidenciar as características dos mercados de ações emergentes sob o aspecto das anomalias, a pesquisa sinalizou para os investidores quais os padrões de retorno podem ser explorados na diversificação de seus investimentos com ações de empresas listadas nesses países.

Considera-se o **segundo objetivo específico** da pesquisa relevante por verificar a influência do sentimento do investidor sobre o desempenho e a rentabilidade do *Factor Momentum*. Após uma análise da significância estatística e econômica das anomalias nos países da América Latina sob a influência do sentimento investidor e da incerteza da política econômica, justificou-se o desenvolvimento de uma abordagem explorando o efeito momento de cada fator construído a partir dessas anomalias, observando como o *Factor Momentum* fora

impactado pelo sentimento do investidor.

Desde as primeiras evidências apontadas por Jegadeesh e Titman (1993), o fator momento é entendido como um fenômeno no qual os ativos que apresentaram recentemente retornos mais altos (baixos) têm maior probabilidade de experimentarem retornos mais altos (baixos) no futuro (Gupta; Kelly, 2019). Evidências robustas sobre esse efeito têm sido observadas historicamente, com desempenhos significativos, mesmo depois de o momento das ações ser ajustado aos riscos (Asness; Frazzini; Pedersen, 2014; Geczy; Samonov, 2016; Gupta; Kelly, 2019).

Por outro lado, evidências mais recentes têm indicado que esse fenômeno não está limitado apenas ao comportamento das ações (Arnott; Kalesnik; Linnainmaa, 2023), estendendo-se ao retorno dos fatores (Ehsani; Linnainmaa, 2022; Grobys; Kolari; Rutanen, 2022; Gupta; Kelly, 2019) e apresentando retornos médios robustos que exibem uma magnitude econômica semelhante ao momento do preço das ações (Grobys; Kolari; Rutanen, 2022). Assim, há sinais de que estratégias de portfólios que compram os fatores recentes de melhor desempenho e vendem os fatores de baixo desempenho alcançarem resultados significativos (Gupta; Kelly, 2019), com as carteiras de momento dos fatores podendo gerar retornos substanciais capazes de exceder os retornos das ações individuais (Grobys; Kolari; Rutanen, 2022).

Essas evidências parecem não ser limitadas apenas ao mercado norte-americano. Gupta e Kelly (2019) entendem tratar-se de um fenômeno global, com robustez nos mercados de ações internacionais. Entretanto, seus estudos limitaram-se a países da Europa e da Ásia, não fazendo referência a qualquer país da América Latina. Dessa forma, observou-se uma lacuna que, até o momento de elaboração desta tese, não fora preenchida. Embora Muga e Santamaría (2007b) tenham observado que as estratégias de *momentum* geram lucros nos mercados emergentes latino-americanos, não há estudos explicitando o nível de rentabilidade das estratégias de momento dos fatores.

Nesse sentido, no segundo objetivo específico, ao analisar estratégias que exploram o momento do fator, foram apresentadas contribuições de natureza teórica, ao explorar as relações entre o *Factor Momentum* e o sentimento do investidor específico da firma. Ehsani e Linnainmaa (2022), baseando-se no modelo de sentimento proposto por Kozak, Nagel e Santosh (2018), mostraram que os fatores das anomalias exibem efeito momento, ou reversão, dependendo da persistência do sentimento do investidor que se alinha com as covariâncias dos fatores.

Dessa forma, para níveis de sentimento suficientemente persistentes, os fatores exibem o efeito momento, semelhante ao que ocorre com o momento das ações individuais. Porém, mesmo que os arbitradores tenham conhecimento de que os prêmios desses fatores sejam previsíveis, eles não negociam agressivamente para neutralizar esse efeito, para não se exporem ao risco dos fatores e para não incorrem nos riscos inerente aos próprios fatores (Ehsani; Linnainmaa, 2022). Assim, o momento deve se concentrar em fatores mais sistemáticos, fazendo com que a demanda impulsionada pelo sentimento, que se alinha com as covariâncias, distorça os preços dos ativos (Ehsani; Linnainmaa, 2022).

Nesse sentido, a persistência do sentimento do investidor passa a ter um papel significativo na explicação da existência do momento do fator nas anomalias. Porém, o aspecto teórico que fundamenta as pesquisas sobre o *Factor Momentum* (Ehsani; Linnainmaa, 2022; Grobys; Kolari; Rutanen, 2022) considera o sentimento em nível agregado, não fazendo referência ao papel do sentimento do investidor em nível específico de firmas. Assim, como o sentimento agregado tem poder explicativo sobre o momento das ações individuais (Antoniu; Doukas; Subrahmanyam, 2010), então seria racional esperar que o sentimento em nível de firma também influenciasse o momento nos fatores das anomalias.

Considerando-se esta lacuna, as contribuições teóricas da tese proposta neste objetivo específico consideraram a persistência do sentimento do investidor em nível de firma no contexto dos países emergente. Como os mercados de ações emergentes são dominados por investidores de varejo (Feng; Seasholes, 2008; Li; Shen; Zhang, 2018; Zhang *et al.*, 2016), ou seja, pequenos investidores que tendem a ter menos recursos financeiros e pouco conhecimento especializado em comparação com os investidores institucionais, suas decisões de investimentos têm uma influência significativa no comportamento desses mercados (Badhani *et al.*, 2023; Koesrindartoto *et al.*, 2020), podendo afetar os preços e a volatilidade dos ativos negociados (Odean, 1998).

Segundo Barber, Odean e Zhu (2009), nos modelos teóricos de sentimento do investidor, a negociação realizada por investidores não completamente racionais pode desviar os preços dos ativos dos seus valores fundamentais. Assim, quando os *Traders* desinformados compram avidamente, os ativos se tornam supervalorizados; quando eles vendem, os ativos se tornam subvalorizados. Eventualmente, é provável que os preços dos ativos voltem aos valores fundamentais (Barber; Odean; Zhu, 2009). Nesse sentido, há indícios de que o sentimento de otimismo (pessimismo) dos pequenos investidores, especificamente em relação a cada empresa,

pode movimentar os preços além de seu valor de fundamento, acentuando a existência do momento nas anomalias do mercado.

Barber, Odean e Zhu (2009) destacam que o sentimento do investidor refletido na demanda desses pequenos investidores persiste por várias semanas, de modo que a persistência de curto prazo observada é mais pronunciada para empresas de difícil valoração (Xiong *et al.*, 2020), como proposto por Baker e Wurgler (2006), Berkman *et al.* (2012) e Hribar e McNinnis (2012). Em horizontes de curto prazo, as compras (vendas) de investidores de varejo levam os preços a ficarem muito altos (baixos), resultando em reversões subsequentes (2009), configurando-se em retornos anormais positivos (negativos) na semana em que foram negociados e nas duas semanas seguintes.

Ao propor uma relação do sentimento do investido específico da firma com o retorno dos fatores das anomalias, esta tese apresenta elementos teóricos adicionais ao que fora apresentado por Avramov *et al.* (2018), mostrando o grau de autocorrelação nos retornos das anomalias para os diferentes países da América Latina; por Gupta e Kelly (2019), comparando a significância estatística das estratégias de momento de fator por séries temporais com as estratégias *cross-sectional*.

Adicionalmente, acrescentam-se argumentos aos estudos de Ehsani e Linnainmaa (2022), Haddad, Kozak e Santosh (2020) e Leippold e Yang (2021), destacando que uma explicação comportamental do *momentum* específico das empresas é mais apropriada para caracterizar pequenas covariâncias entre diferentes estratégias de momento e fatores de *momentum* (Grobys; Kolari; Rutanen, 2022).

Portanto, o padrão de autocorrelações específicas de empresas parece ser mais consistente com uma teoria de viés do investidor (Grobys; Kolari; Rutanen, 2022), como proposto por Daniel, Hirshleifer e Subrahmanyam (1998), argumentando que o momento surge devido a vieses psicológicos ou por difusão gradual de informações nos mercados financeiros. Mais especificamente, “viés de autoatribuição”, no qual os investidores atribuem o sucesso a suas próprias habilidades (mais do que deveriam) e imputam o fracasso a ruídos externos (mais do que deveriam), pode ser considerado a fonte do momento dos retornos das ações (Daniel; Hirshleifer; Subrahmanyam, 1998).

A contribuição empírica desta tese relaciona-se também ao crescente número de estudos explorando as primeiras evidências apontadas por Avramov *et al.* (2018), Gupta e Kelly (2019), Ehsani e Linnainmaa (2022) e outros. Presume-se que, dada a relevância do tema e as inovações

teórico-metodológicas apresentadas por esses estudos, trabalhos como os de Leippold e Yang (2021), Ma, Liao e Jiang (2024) e Yang (2019, 2020) são alguns exemplos dos primeiros estudos que vêm explorando essa temática em outros contextos e com métodos diversos do proposto nesta tese.

Finalmente, do ponto de vista prático, esta etapa da tese ofereceu evidências que podem auxiliar no entendimento do papel do sentimento do investidor sobre o comportamento do momento do fator. Ao conhecer essas relações, os investidores podem utilizar conhecimento do padrão nos retornos do efeito momento das anomalias para definir suas estratégias de negociação, tendo, portanto, informações sobre os fatores das anomalias com probabilidade de serem vencedores (perdedores) quando ajustados ao sentimento do investidor nos mercados emergentes latino-americanos.

No **Terceiro Objetivo Específico**, foram avaliados os efeitos da incerteza da política econômica sobre o *Factor Momentum* nos países da América Latina. Justificou-se uma investigação científica desta natureza nesses mercados visto que, desde a crise financeira global em 2008, as preocupações com a incerteza econômica têm se intensificado (Abid, 2020). A incerteza é um conceito intrinsecamente não observável que desempenha um papel importante na formação da conjuntura, econômica por refletir as condições nas quais os agentes econômicos não possuem o conhecimento necessário para avaliar a situação atual com suficiente confiança (Baker; Bloom; Davis, 2016).

No mercado financeiro, a literatura existente tem identificado que há uma relação negativa de longo prazo entre os retornos das ações e a incerteza da política econômica (Al-Thaqeb; Algharabali, 2019; Bansal; Khatchatrian; Yaron, 2005; Dakhlaoui; Aloui, 2016). Pastor e Veronesi (2012) mostraram que os retornos são mais baixos durante períodos de alta incerteza do que em outros períodos e argumentaram que a incerteza econômica deve ser considerada um fator de risco e compensada com um prêmio.

Outras evidências sugerem que os índices de EPU de Baker, Bloom e Davis (2016) são úteis para avaliar o impacto da incerteza política no retorno esperado e na precificação de ativos (Brogaard; Detzel, 2015; Kumar; Madhavan; Sureka, 2020; Tsai, 2017). No entanto, pouca atenção tem sido dada ao exame da relação entre o EPU e o momento dos retornos das ações (Goel *et al.*, 2021), embora evidências apontadas por Addoum *et al.* (2019) indiquem que o momento nos preços das ações é induzido por mudanças no ambiente político, influenciando os lucros das estratégias de momento que estão concentrados em empresas e setores politicamente

sensíveis.

Em resposta a essas mudanças no ambiente político, Gu *et al.* (2021) mostraram que EPU prevê negativamente o momento, mesmo na presença de incertezas macroeconômica e do sentimento do investidor. Assim, justificou-se a realização deste estudo por verificar a interação entre *Factor Momentum* e EPU, bem como a necessidade de examinar o poder preditivo do EPU para o momento dos fatores durante períodos de altos (baixos) EPU. Com isso, expandir os contornos da aplicabilidade da incerteza na literatura de precificação, incorporando-o ao contexto da mensuração do *Factor Momentum* das anomalias.

Ademais, Yang (2023) evidenciou que políticas expansivas voltadas para a estabilização financeira têm impactos significativos, e positivos, nos retornos do mercado de ações, ao mesmo tempo em que o sentimento do investidor passa a ser um mediador significativo que transmite os efeitos positivos dessas políticas para os mercados. Em consonância com essa evidência, Mohammed *et al.* (2023) perceberam uma forte conexão entre o sentimento do investidor e o EPU, sugerindo que as informações do sentimento do investidor são mais rapidamente processada conforme as decisões da política econômica dos mercados. Marschner e Ceretta (2021) confirmaram que a incerteza econômica e a política monetária afetam o sentimento do investidor no Brasil.

Zhang (2019) já havia observado relações entre a incerteza da política econômica e o sentimento do investidor, ao identificar causalidade linear e não-linear entre essas variáveis no mercado norte-americano. Segundo o autor, essa relação pode ser explicada pela teoria das opções reais e pela teoria das restrições financeiras. Assim, entenderam que as empresas e os consumidores consideram suas escolhas de investimento como uma série de opções e o valor da opção de adiamento é maior quando a política econômica é mais volátil. Já sob o aspecto das restrições financeiras, a incerteza é a principal razão da deteriorização da restrição financeira, reduzindo a disponibilidade de recursos financeiros (2019) e, conseqüentemente, influenciando o retorno do fator momento.

Nesse sentido, a contribuição teórica da tese veio acrescentar à literatura do *Factor Momentum* que a persistência do sentimento (Ehsani; Linnainmaa, 2022) reflete-se positivamente (negativamente) nos retornos dos fatores, quando as variações no EPU forem positivas (negativas). Conforme Ehsani e Linnainmaa (2022), os fatores correlacionam-se positivamente quando o sentimento for suficientemente persistente, impulsionando o momento nos fatores. Assim, para analisar a magnitude do retorno dos fatores das anomalias (*Factor*

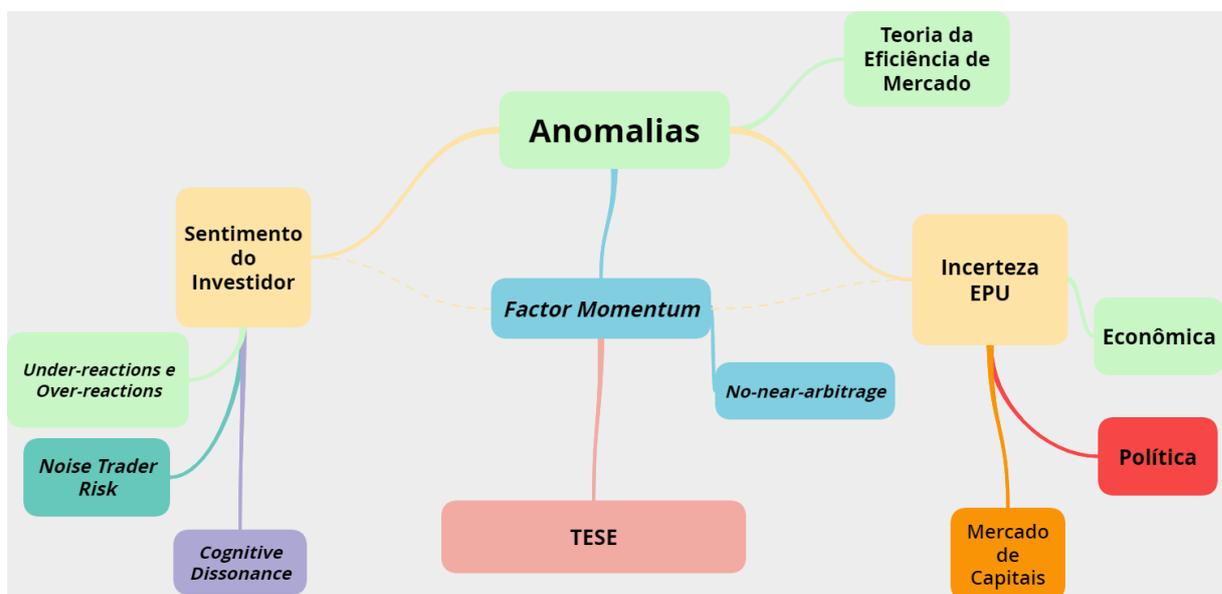
*Momentum*), tem-se também que considerar os aspectos da incerteza da política econômica, individual e simultaneamente, com o sentimento do investidor (Qiao *et al.*, 2022).

Do ponto de vista prático, o estudo passou a ser um guia para os estudiosos que pretendem reconhecer os padrões nos retornos das estratégias definidas a partir do *Factor Momentum*. Com isso, o estudo ofereceu *insights* aos profissionais do mercado para a concepção e implementação eficiente de estratégias de investimentos com base no efeito momento, quando forem conhecidos os níveis de sentimento do investidor e da incerteza no mercado latino-americano.

Seguindo Joshipura e Wats (2022), este estudo também possuiu implicações sociais, ao oferecer *insights* sobre o comportamento irracional dos investidores. Os erros sistemáticos cometidos pelos participantes do mercado e pelas atuações das políticas econômicas governamentais podem influenciar o mercado de ações na América Latina e impactar o retorno dos fatores. Assim, o estudo acaba trazendo evidências empíricas que podem ser utilizadas como subsídio para motivar os reguladores e formuladores de políticas públicas para impulsionar os esforços educacionais para os investidores, a fim de minimizar os erros comportamentais sistemáticos e as consequências financeiras adversas relacionadas ao sentimento do investidor (Joshipura; Wats, 2022).

Finalmente, com base nos argumentos, justificando o desenvolvimento dos três objetivos específicos, o escopo da tese pode ser resumido conforme estrutura apresentada na Figura 1:

**Figura 1:** Desenho Conceitual da Tese



Fonte: Elaborada pelo autor.

Deduz-se da Figura 1 que as anomalias podem sofrer influências do sentimento do

investidor e da incerteza na política econômica específica de cada país. Assim, dada a existência das anomalias, elas podem apresentar um comportamento de momento semelhante ao que é observado nas ações individuais. Esse comportamento, por sua vez, pode ser explicado, individual e simultaneamente, pelo sentimento do investidor e pela incerteza na política econômica.

Diante do exposto, o desenvolvimento desta pesquisa foi conduzido pela proposição da seguinte tese: **o *Factor Momentum* das anomalias em mercados emergentes é afetado pelo sentimento do investidor e pela Incerteza da Política Econômica.**

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Neste capítulo, desenvolvem-se as bases teóricas que fundamentam a relação entre o *Factor Momentum*, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes. Inicialmente, apresenta-se um quadro geral dos mercados financeiros e das principais técnicas de precificação de ativos, destacando-se o papel das anomalias no que diz respeito à previsibilidade do retorno das ações. Em seguida, definem-se as bases conceituais do *Factor Momentum* e como o sentimento do investidor pode impactá-lo. Finalmente, discute-se como a incerteza na política econômica dos países emergentes pode afetar a tomada de decisão dos investidores nas estratégias que transacionam o *Factor Momentum* das anomalias.

### 2.1 HIPÓTESE DE MERCADO EFICIENTE E ANOMALIAS

No que diz respeito aos mercados financeiros, entende-se que uma das funções essenciais da economia é alocar eficientemente o capital, por meio do fluxo de investimentos, para setores com capacidade de gerar retornos mais altos (Wurgler, 2000). Nesse sentido, a disponibilidade dos preços de negociação dos ativos tem um papel essencial para que investidores tomem decisões de forma descentralizada (Lee; So, 2015). Assim, para possibilitar a melhoria do processo de alocação de capital e contribuir para o crescimento econômico, é fundamental que os preços dos títulos forneçam sinais públicos de oportunidades de investimentos (Wurgler, 2000) ao refletirem o conjunto de informações disponíveis acerca do desempenho atual e futuro das organizações.

De modo geral, a compreensão da eficiência com que os preços absorvem novas informações tornou-se mais clara com Fama (1970, 1991), ao analisar a eficiência de mercado. Sob as premissas propostas pela HME - entre outras, a de que investidores detêm informações completas sobre a estrutura subjacente do processo de geração de retorno, que processam informações de maneira racional e que não há limites para arbitragem (Khan, 2012) -, Fama (1970) acentuou que um mercado onde títulos e valores mobiliários são negociados pode ser considerado informacionalmente eficiente quando quaisquer informações repassadas aos agentes econômicos forem rápida e totalmente incorporadas aos preços dos títulos (*fully reflect*). Dessa forma, para qualquer estratégia de negociação adotada, considerando-se a mesma base

de risco, um investidor não terá oportunidades de retornos maiores do que o esperado em uma transação na qual se escolhe aleatoriamente uma ação qualquer (Malkiel, 2003).

As proposições da HME são fundamentadas sob a premissa básica de que os mercados de ações são um sistema simples e eficiente com fundamentos macroeconômicos que governam todos os movimentos de preços (Sharma; Kumar, 2019). Os preços, por sua vez, refletem todas as informações disponíveis para que os investidores, agindo racionalmente, possam tomar decisões com base nessas informações, gerando retornos que são pura e simplesmente um sistema de compensação pelo risco assumido pelos investidores (Sharma; Kumar, 2019).

As primeiras evidências testando a HME buscaram investigar se um conjunto particular de informações obedecia à suposição de *fully reflect*. Assim, os testes da eficiência de mercado puderam ser subdivididos, conforme Fama (1970), em três categorias: (a) testes da forma fraca (*weak form*), que passaram a observar se as informações anteriores, relativas aos preços das ações, poderiam ser utilizadas para prever retornos futuros, ou seja, testes para previsibilidade dos retornos, conforme Fama (1991); (b) os testes da forma semiforte (*semi-strong form*), ou estudos de eventos (Fama, 1991), que analisaram se o ajuste no preço atual das ações refletia informações dos preços anteriores e de todas as demais informações publicamente disponíveis; e (c) os testes da forma forte (*strong form*), ou testes para informações privilegiadas (Fama, 1991), que levaram em consideração os ajustes nos preços das ações com base nas informações detidas privativamente pelos investidores.

Embora a HME tenha sido considerada uma das proposições em Economia e Finanças com evidências empíricas mais sólidas (Jensen, 1978), ela tem enfrentado muitas críticas nos últimos anos, devido à sua incapacidade de explicar certos padrões no retorno médio das ações. Ao longo do tempo, vários estudos (De BONDT; Thaler, 1985; Jegadeesh, 1990; Jegadeesh; Titman, 1993; Lee; Lee; Lee, 2010; Lehmann, 1990; Lo; MacKinlay, 1988) indicaram sinais de rentabilidade que poderiam não estar em conformidade com essa hipótese, levantando dúvidas sobre a relevância da HME na explicação dos retornos das ações (Sharma; Kumar, 2019).

Ball (1978) sistematizou evidências de diversos estudos destacando a existência de retornos anormais após as empresas divulgarem os lucros trimestrais. Porém, esses resultados foram justificados, sugerindo-se que esses retornos não eram evidências de ineficiência do mercado, mas sim devido a deficiências no modelo de precificação de ativos, que seriam incapazes de corretamente ajustar os parâmetros de riscos. Watts (1978), por outro lado, atribuiu a existência de retornos anormais significativos a falhas na eficiência de mercado,

motivando, assim, as discussões sobre o problema da hipótese conjunta, ou seja, a percepção de que o mercado é eficiente e que os retornos são gerados por um modelo de equilíbrio.

Assim, os testes de eficiência de mercado são, também, em conjunto, testes do modelo de precificação de ativos (Fama, 1991). Porém, conforme destaca Jensen (1978), os testes podem falhar quando uma das duas hipóteses for falsa ou quando ambas as partes da hipótese conjunta forem falsas. Portanto, uma falha da hipótese conjunta pode ser resultado de uma especificação incorreta do modelo de precificação ou de um fracasso na eficiência de mercado (Fama, 1991). Nesse sentido, se os retornos observados após a publicação das informações forem maiores do que os previstos pelo modelo de precificação (os chamados retornos anormais), não necessariamente o mercado deve ser considerado ineficiente com relação a essas informações. Esses retornos anormais observados podem apenas resultar de falhas no modelo de precificação que foi incapaz de descrever adequadamente o processo pelo qual os retornos esperados foram determinados.

A despeito da discussão sobre a hipótese conjunta, muitas evidências de retornos anormais têm sido frequentemente apresentadas (Banz, 1981; Chan; Hamao; Lakonishok, 1991; Cohen; Gompers; Vuolteenaho, 2002; Fama; French, 1992; Haugen; Baker, 1996; Rosenberg; Reid; Lanstein, 1985; Titman; Wei; Xie, 2004) e consideradas como anomalias no retorno médio das ações, por apresentarem características que parecem inconsistentes com as especificações da HME (Schwert, 2003), resultando em muitas críticas a respeito da validade da HME (Campbell *et al.*, 1998; Grossman; Stiglitz, 1980).

Do ponto de vista teórico, Grossman e Stiglitz (1980) argumentam que a forma semi-forte não pode ser mantida, uma vez que os mercados exibem um certo grau de desequilíbrio que não podem ser considerados totalmente eficientes em termos informacionais. Shleifer e Vishny (1997) entendem que nesses mercados podem existir oportunidades de arbitragem que não desaparecem rapidamente, contrariando a suposição de limites à arbitragens. Do ponto de vista empírico, De Bondt e Thaler(1985) observaram evidências em favor da hipótese de reação exagerada, na qual as carteiras de ações anteriormente consideradas “perdedoras” tenderão a obter um desempenho superior às anteriormente avaliadas como “vencedoras”.

Com base nessas críticas, Lo (2005; 2004) sugeriu a Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA) como um novo paradigma capaz de consolidar a HME com os vieses comportamentais e com a racionalidade limitada. Com isso, Lo (2004) acrescenta à HME as suposições de que

os agentes não são perfeitamente racionais e, dessa forma, são impulsionados pelo medo e pela ganância, resultando, em algumas situações, numa desconexão entre as informações disponíveis e o comportamento das séries financeiras. Nessa perspectiva, a eficiência de mercado passa a ser vista não como um caso de tudo ou nada (Mandacı; Taşkın; Ergün, 2019), mas como um componente variante ao longo do tempo e entre os mercados, que são influenciados pelas bolhas, *crashes* e crises. Portanto, a eficiência de mercado passa a ser derivada por princípios evolutivos (2004) altamente dependentes do contexto e da dinâmica mercadológica.

Nesse sentido, Lo (2004) entende que muitos vieses comportamentais em Finanças são consistentes com um modelo evolutivo de aprendizado e de adaptação individuais a um ambiente em constante mudança, visto que os indivíduos agindo em seu próprio interesse impulsionam a competição, a adaptação e a inovação. E, dessa forma, a seleção natural molda o ambiente de negócios. Assim, para definir o grau de eficiência de mercado é preciso considerar o impacto dessas forças evolutivas nas instituições financeiras e nos participantes do mercado (Boya, 2019).

Empiricamente, as implicações da HMA, como observado por Boya (2019), podem direcionar mudanças no prêmio de risco ao longo do tempo, devido ao ambiente do mercado de ações e às preferências dos indivíduos nesse ambiente. Além disso, do ponto de vista evolutivo, as oportunidades de arbitragem e lucros podem surgir de tempos em tempos, permitindo a previsibilidade dos retornos nesses períodos. Adicionalmente, as estratégias de investimentos podem ser bem-sucedidas ou malsucedidas, dependendo do ambiente de mercado. Por fim, as implicações da HMA determinam que as características como valor e crescimento podem se comportar como “fatores de risco” de tempos em tempos, ou seja, as ações com essas características podem apresentar retornos esperados mais altos durante os períodos em que esses atributos forem favoráveis.

Para melhor interpretar a HME e a HMA no contexto dos mercados emergentes latino-americanos, desenvolve-se na Seção 2.2 uma breve exposição sobre os principais modelos de precificação de ativos, destacando-se como eles são empiricamente implementados e como devem ser utilizados nos testes de significância estatística para previsibilidade do retorno médio das ações a partir de características das firmas e do mercado.

## 2.2 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS

As teorias de precificação de ativos construídas sobre a proposição de que os mercados são essencialmente racionais (Rossi, 2016) têm como modelo inicial o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), elaborado por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). Seu fundamento está baseado no modelo de seleção de carteiras proposto por Markowitz (1959) balizado na ideia de que um investidor avesso ao risco, ao escolher entre as diversas carteiras possíveis, observa as relações de média-variância entre risco e retorno num mercado com expectativas homogêneas que tem disponível uma oportunidade de investimentos a uma taxa livre de riscos (Rossi, 2016).

Com base nessas e em outras premissas, o CAPM apresenta-se como um modelo de precificação de ativos que relaciona os retornos esperados aos riscos assumidos pelos investidores. Assim, o retorno esperado de qualquer ativo ( $E(R_{it})$ ), negociado em excesso a uma taxa livre de risco ( $R_{f,t}$ ), é proporcional ao risco sistemático do ativo ( $\beta$ ), medido por sua covariância com o retorno do portfólio de mercado ( $R_{m,t}$ ).

As implicações empíricas desse modelo sugerem que há uma relação linear entre os retornos esperados do ativo e o seu respectivo beta que, interpretado como risco não diversificável, inerente ao título e relativo ao risco da carteira de mercado (Galagedera, 2007), seriam suficientes para descrever os retornos esperados dos títulos (Fama; French, 1996a). E, com o prêmio de risco sendo positivo, retorno da carteira de mercado devem ser maior do que o retorno dos ativos não correlacionados com o retorno do mercado.

Segundo Campbell (2000), os primeiros estudos aplicando o CAPM pareciam confirmar as proposições teóricas do modelo. Black, Jensen e Scholes (1972) e Fama e MacBeth (1973) observaram retornos médios mais altos em ações com beta mais altos. Entretanto, foram surgindo diversas contradições empíricas que não podiam ser explicadas pelo CAPM (Banz, 1981; Basu, 1977; Fama; French, 1992, 1993; Shanken, 1985). Fama e French (1992) observaram que as variáveis Tamanho e *Book-to-Market* combinam-se para capturar as variações *cross-sectional* dos retornos médios das ações associadas ao Beta do mercado.

Em resposta a essas falhas, Fama e French (1993) desenvolveram o modelo de três fatores para estimar os retornos *cross-sectional* das ações, que tem sido amplamente utilizado por acadêmicos e profissionais (Foye, 2018). Nesse modelo, as regularidades empíricas deixadas sem explicação pelo CAPM, prêmio por tamanho (Banz, 1981) e o prêmio por valor (Rosenberg; Reid; Lanstein, 1985), foram levadas em consideração. Assim, o retorno esperado de uma

carteira que excede a taxa livre de risco  $[E(R_i) - R_f]$  passa a ser explicado pela sensibilidade de seu retorno ao excesso de retorno do mercado  $(R_M - R_f)$ , a diferença entre o retorno de uma carteira composta por ações de baixo valor de mercado e o retorno de uma carteira composta por ações com alto valor de mercado (*small minus Big*) e a diferença entre o retorno de uma carteira composta por ações com *high-book-to-market* e o retorno de uma carteira composta por ações com *low-book-to-market* (*High Menos Low*).

Segundo Fama e French (1996a), esse modelo parece explicar muito da variação *cross-sectional* do retorno médio das ações, sendo uma descrição parcimoniosa que consegue capturar diversas anomalias não explicadas pelo CAPM, comportando-se como um modelo de equilíbrio semelhante aos modelos *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) de Merton (1973) e o da Teoria de Precificação por Arbitragem (APT) de Ross (1976). No entanto, esclarecem que a relação risco-retorno apresentada no modelo de três fatores, por ser apenas um modelo, não explica os retornos esperados de todos os títulos e carteiras (Fama; French, 1996a). Assim, destacam a incapacidade de o modelo explicar a continuação dos retornos de curto prazo (efeito momento) documentada por Jegadeesh e Titman (1993).

Carhart (1997), ao investigar o desempenho de fundos mútuos, adiciona o fator momento de Jegadeesh e Titman (1993) ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) e propõe um modelo de quatro fatores. Conforme ele descreve, trata-se de um modelo consistente com a estrutura de equilíbrio de mercado, podendo ser interpretado como um modelo de atribuição de desempenho no qual os coeficientes e os prêmios das carteiras indicam a proporção do retorno médio atribuível a quatro das principais estratégias de precificação: ações com alto beta *versus* ações com baixo beta, ações de grande capitalização de mercado *versus* pequena capitalização, ações de valor *versus* crescimento e *momentum* de retorno de um ano *versus* ações contrárias.

Fama e French (2015) destacam que embora existam muitas evidências de que os retornos médios das ações estejam relacionados ao *Book-to-Market*, há também indícios de que a lucratividade e o investimento contribuem para a descrição dos retornos médios das ações. Assim, propuseram a construção de um modelo que adicionasse esses dois fatores ao modelo de três fatores de Fama e French (1992, 1993)

Hou, Xue e Zhang (2015) propuseram um modelo empírico (o *q-factor model*), baseado na Teoria-q (*q-theory*), com a função de explicar o retorno médio *cross-section* das ações. Segundo os autores, o retorno esperado de um ativo, que exceda a taxa livre de risco  $(E[R_i] - R_f)$ , pode ser descrito pela sensibilidade de seu retorno a quatro fatores: o excesso de

retorno do Mercado ( $MKT$ ), a diferença entre o retorno de uma carteira de ações de pequeno porte e o retorno de uma carteira de ações de grande porte ( $R_{ME}$ ), a diferença entre o retorno de uma carteira de ações de baixo investimento e o retorno de uma carteira de ações de alto investimento ( $R_{I/A}$ ), e a diferença entre o retorno de uma carteira de alta rentabilidade (ROE) e o retorno de uma carteira de ações de baixa rentabilidade.

Inicialmente, Hou, Xue e Zhang (2015) testaram um conjunto abrangente de anomalias e, como resultado das especificações do modelo, observaram um desempenho que, em muitos casos, foi melhor do que o modelo de três fatores de Fama-French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Segundos Hou, Xue e Zhang (2015), o modelo de fator-q superou o modelo de Carhart e, por uma margem bem maior, o modelo Fama-French nas categoria de momento, investimentos e rentabilidade, sendo comparáveis na categoria de valor *versus* crescimento.

Em síntese, esses modelos de precificação são utilizados nesta Tese como parâmetros para investigar a existência das anomalias nos mercados emergentes da América Latina. A Seção 2.3 discorre com mais profundidade sobre a existência das anomalias no mercado financeiro, destacando-se os principais resultados apresentados pelos modelos de precificação em termos de retornos anormais.

### 2.3 RETORNO DAS AÇÕES E ANOMALIAS DO MERCADO FINANCEIRO

Teoricamente, o retorno esperado de uma ação poderia ser determinado pelo seu risco, usando-se, por exemplo, o modelo de precificação de ativos CAPM (Lintner, 1965; Mossin, 1966; Sharpe, 1964). Assim, considerando-se a validade da teoria, não se espera que uma ação tenha retornos anormais (alfas), mensurado pela diferença entre o retorno realizado e um retorno esperado implícito no modelo de precificação, previsivelmente com valores diferentes de zero. Entretanto, quando isso ocorre, há indícios de desvios das especificações teóricas da HME e, portanto, surge o que a literatura em Finanças e Contabilidade tradicionalmente denomina de anomalia.

Segundo Khan (2012), para identificar a existência de anomalias, é preciso especificar duas condições: (a) observar o sinal *mispricing* e (b) avaliar a significância econômica e estatística desse sinal. O *mispricing* é a diferença entre o preço de mercado do ativo e o

correspondente valor fundamental, que é definido pelo mercado com base nos fundamentos da firma, considerando-se que todos os participantes são investidores perfeitamente informados (Buckley; Long, 2015). Exemplos clássicos desses sinais, entre outros, conforme Bartram e Grinblatt (2018), são *book-to-market*, *momentum*, surpresas nos lucros, emissão de ações, *accruals*, risco de crédito, lucratividade. A significância econômica e estatística pode ser analisada, por exemplo, classificando-se as ações em decis, com base em um dos sinais *mispicing*, para avaliar a magnitude do retorno médio ajustado ao risco em uma carteira com a posição comprada (*Long*) em ações no decil superior e a posição vendida (*Short*) no decil inferior.

Com base na abordagem de construção de portfólio, pesquisadores em Finanças e Contabilidade, nas últimas décadas, identificaram centenas de anomalias com capacidade de prever o retorno futuro das ações (Han *et al.*, 2022). Hou, Xue e Zhang (2015, 2020) apresentam uma lista com diversas anomalias classificadas como Momento, Valor *versus* Crescimento, Investimentos, Rentabilidade, Intangíveis e Fricções de Negociação. Entretanto, Hou, Xue e Zhang (2015, 2020) destacam que muitas delas são frágeis e não passam nos mais simples testes empíricos de significância estatística.

Por conta da melhoria da liquidez dos mercados e pelo fato de os investidores terem conhecimento dessas variáveis a partir das publicações acadêmicas (Avramov *et al.*, 2018; Mclean; Pontiff, 2016), a lucratividade das estratégias de investimento que empregam essas características, muitas vezes, se atenua e até desaparece com o tempo (Chordia; Subrahmanyam; Tong, 2014; Han *et al.*, 2022; Mclean; Pontiff, 2016; Schwert, 2003).

A vasta quantidade de anomalias impossibilita uma descrição detalhada de como elas foram documentadas ao longo do tempo. Entretanto, para apresentar uma breve caracterização dos principais resultados que reafirmaram a existências das anomalias, optou-se por discorrer somente daquelas estudadas nesta tese: (a) Valor *versus* Crescimento; (b) Investimento; (c) Rentabilidade; (d) Atritos Comerciais; (e) Momento, conforme proposto em Machado, Faff e Silva (2017).

### 2.3.1 Anomalias de Valor *versus* Crescimento

Desde as primeiras evidências propostas por Rosenberg, Reid e Lanstein (1985), relatando um prêmio de retorno para ações de firmas com uma alta relação entre o valor contábil e o valor de mercado (*Book-to-Market*), a literatura financeira tem demonstrado interesse na distinção entre ações de valor e ações de crescimento (Chan; Lakonishok, 2004). As ações de valor são geralmente títulos negociados no mercado a um preço inferior ao seu valor intrínseco. Por outro lado, as ações de crescimento pertencem a empresas que normalmente atuam em setores mais inovadores e, por isso, são valorizadas positivamente pelo mercado com preços relativamente mais altos (Gagliolo; Cardullo, 2020).

Embora as evidências apontem que as ações de valor tendem a superar as ações de *glamour* (Basu, 1977; Cordeiro; Machado, 2013; Fama; French, 1992; Piotroski; So, 2012; Rosenberg; Reid; Lanstein, 1985), existe um debate considerável sobre se o retorno diferencial reflete a compensação por risco ou por *mispricing* (Araújo; Machado; Martins, 2019; Martins; Machado; Monte, 2021; Martins; Monte; Machado, 2019; Piotroski; So, 2012). Alguns pesquisadores atribuem um importante papel ao comportamento do investidor ao *mispricing* (Lakonishok; Shleifer; Vishny, 1994; Piotroski, 2000; Piotroski; So, 2012). Outros questionam se a correlação documentada é espúria, resultando de viés de seleção da amostra (Chan; Jegadeesh; Lakonishok, 1995; Kothari; Shanken; Sloan, 1995). Já a observação da persistência do *Book-to-Market* tem levado muitos pesquisadores a concluir que o prêmio de valor pode servir como compensação pelo risco ou custos de transação (Araújo; Machado, 2018; Berk; Green; Naik, 1999; Fama; French, 1993; Penman; Reggiani, 2013; Xing, 2008; Zhang, 2005) ou pela preferência do investidor em optar por assimetria positiva nos retornos das ações (Zhang, 2013).

Apesar de Valor *versus* Crescimento ser uma classificação geralmente baseada na relação BM, fatores alternativos são frequentemente empregados, como pode ser observado na categorização proposta por Hou, Xue e Zhang (2015, 2020). Nesta tese, utilizou-se, além do BM, as anomalias Lucro por Preço (LP), Fluxo de Caixa por Preço (FCP), Crescimento nas Vendas (CVD), Dívida por Valor do Patrimônio Líquido (DPL).

Embora essas variáveis sejam reconhecidas por gerar retornos anormais, no mercado australiano, Gharghori, Strykowski e Veeraraghavan (2013) observaram que o BM é o fator que melhor explica a variação nos retornos das ações. No Brasil, as evidências apontadas por Noda,

Martelanc e Kayo (2015) sinalizam para as ações com altos (baixos) índices lucro sobre preço apresentarem maiores (menores) retornos realizados quando ajustadas ao risco e controlada pelo CAPM. Machado e Medeiros (2014), por outro lado, não encontraram evidências que suportem a existência dos efeitos lucro sobre preço, fluxo de caixa por preço.

### 2.3.2 Anomalias de Investimento

As anomalias de Investimento também têm sido amplamente estudada pela literatura financeira. Titman, Wei, and Xie (2004) investigaram a relação entre os investimentos de capital, medido pelo Investimento Corporativo Anormal, e o retorno das ações. Observaram que as empresas que aumentam substancialmente os investimentos de capital tendem a apresentar retornos negativos nos períodos subsequentes, sobretudo se as empresas tiverem maior poder discricionário (fluxos de caixa mais altos e níveis de endividamento mais baixos) para realizar esses investimentos. Como resultado dessas constatações, entenderam que os investidores tendem a reagir de forma subestimada às implicações do aumento das despesas de investimento.

Xing (2008), empregando a Taxa de Crescimento dos investimentos e o índice Investimento sobre Capital, e Polk e Sapienza (2009), utilizando o Investimento Anormal, observaram que os investimentos de capital estão negativamente associados aos retornos futuros das ações. Para as pequenas empresas, as taxas de crescimento de investimento são pelo menos três vezes maiores do que as taxas das grandes empresas e as empresas de crescimento têm índices duas vezes maiores que as das empresas de valor (Xing, 2008). Assim, concluíram que, classificar as empresas por investimento de capital, produz os mesmos padrões nos retornos do portfólio que relacioná-las por seu índice BM.

Sloan (1996) registra uma relação negativa significativa entre *accruals* e o retorno esperado *cross-section*. *Accruals* são ajustes nos fluxos de caixa operacionais para melhor medir o desempenho da empresa no período atual (Ball *et al.*, 2016; Dechow, 1994). As empresas com altos *accruals* operacionais obtêm, em média, retornos anormais mais baixos do que as empresas com baixos *accruals* operacionais. Essa relação, conhecida como anomalia dos *accruals* (Ball *et al.*, 2016), não é explicada pelos modelos fatoriais de Fama e French (1996a, 2015), Novy-Marx (2013) e Hou, Xue e Zhang (2015).

### 2.3.3 Anomalias de Rentabilidade

Em relação às anomalias de Rentabilidade, Hou, Xue, Zhang (2015) reconhece que as métricas de investimentos têm a capacidade de prever o retorno das ações, uma vez que elas estão relacionadas ao custo de capital. Segundo eles, intuitivamente, considerando os fluxos de caixa esperados, as firmas que possuem altos (baixos) custos de capital terão menos (mais) valores líquidos disponíveis para investimento e, conseqüentemente, farão baixos (altos) investimentos. Seguindo-se essa lógica, a rentabilidade estará, então, associada ao nível de investimentos. Assim, conforme destacam esses autores, o ROE também prevê retornos porque quanto maior o valor do ROE esperado, em relação ao baixo nível de investimento, maiores serão as taxas de descontos.

Fama e French (2006, 2008), considerando a teoria de *Valuation*, exploraram as relações entre o índice BM, rentabilidade e investimentos. Como respostas, observaram que as empresas mais lucrativas são aquelas que apresentam retornos esperados mais altos. Para complementar estes achados, Hou, Xue e Zhang (2015), motivados pela teoria-q, formaram carteiras classificando diretamente o retorno sobre o patrimônio líquido e descobriram que as empresas com ROE mais alto apresentam retornos substancialmente maiores durante os períodos subsequentes. A partir desses resultados, concluíram que o fator baseado no ROE pode ajudar a explicar um grande conjunto de anomalias na precificação de ativos.

Outra abordagem tratando-se das anomalias de rentabilidade foi apresentada por Novy-Marx (2013), ao fazer uso da Lucratividade Bruta (*Gross profitability-to-Assets*). O estudo mostrou que o fator baseado nos lucros brutos sobre os ativos tem aproximadamente o mesmo poder de prever o retorno *cross-sectional* do que o BM e, dessa forma, pode ser considerado um fator também capaz de ajudar a explicar diversas anomalias existentes na precificação de ativos. Conforme seus resultados, as empresas lucrativas geram retornos significativamente mais altos do que as empresas não lucrativas. Adicionalmente, concluíram que a lucratividade bruta explica a maioria das anomalias associadas aos lucros e uma variedade de estratégias de negociação lucrativas que aparentemente não estão relacionadas.

Ball *et al.* (2015), investigando se rentabilidade bruta tem maior poder preditivo do que o lucro líquido, utilizaram a métrica de Rentabilidade Operacional (*Operating profitability* - receita menos custo dos produtos vendidos, despesas gerais e administrativas e gastos não relacionados à pesquisa e desenvolvimento) propostas por Novy-Marx (2013) e chegaram

à conclusão de que o lucro líquido perde para a rentabilidade bruta, por ser geralmente deflacionado pelo valor de mercado ou pelo valor contábil do patrimônio líquido, enquanto a rentabilidade bruta deflaciona o lucro bruto (receita menos o custo das mercadorias vendidas) pelo valor contábil dos ativos totais.

Adicionalmente, Ball *et al.* (2016) destacam que a rentabilidade operacional baseada em Caixa (*Cash-Based Operating Profitability*), uma medida de lucratividade que não passa pelos ajustes de provisões contábeis, explica melhor a seção transversal dos retornos esperados do que as variáveis de rentabilidade bruta, lucratividade operacional e lucro líquido, métricas que levam em consideração os *accruals*. Assim, concluíram que, para os investidores, seria mais vantajoso tomar decisões de investimento com base na Rentabilidade Operacional Baseada em Caixa do que realizando estratégias relacionadas à rentabilidade ou aos *accruals*.

Dentro da classificação de anomalias de rentabilidade (Hou; Xue; Zhang, 2020; Wang; Yan; Zheng, 2021), inclui-se o F-Score (Piotroski, 2000), métrica utilizada para avaliar a força financeira de uma empresa baseando-se nas dimensões de lucratividade, alavancagem-liquidez e eficiência operacional. Diversos estudos (Hyde, 2018; Ng; Shen, 2020; Piotroski, 2000; Piotroski; So, 2012) documentam que o F-Score tem a capacidade de sistematicamente prevê o desempenho subsequente das ações em todas as categorias de empresas classificadas por BM, incluindo ações de valor, ações intermediárias e ações de crescimento. Estudos internacionais também confirmaram que o F-Score é um sinal eficaz para medir os fundamentos de uma empresa (Ng; Shen, 2016, 2020; Tikkanen; Äijö, 2018; Walkshäusl, 2017, 2020).

### **2.3.4 Anomalias de Atritos Comerciais**

Para as anomalias de Atritos Comerciais (*Trading Frictions*) (Hou; Xue; Zhang, 2015, 2020; Wang; Yan; Zheng, 2021), Datar, Naik e Radcliffe (1998), usando a taxa de *Turnover*, ou seja, o número de ações negociadas como uma fração do número de ações em circulação, como *proxy* para liquidez, observaram que a liquidez desempenhava um papel significativo na explicação da variação *cross-section* dos retornos das ações. Verificaram que os retornos *cross-section* das ações estão forte e negativamente relacionados com a taxa de *turnover*, confirmando a intuição de que a iliquidez das ações provê maior retorno médio.

Haugen e Baker (1996) destacam que o volume de negociação, calculado como o valor

total negociado em dólares na ação no mês anterior, como uma porcentagem da capitalização de mercado total, é um dos determinantes mais fortes na explicação dos retornos esperados. Chuang, Liu e Susmel (2012) complementam mostrando que a alta volatilidade do retorno das ações leva a um maior volume de negociação. Segundo os autores, existe uma relação contemporânea entre retorno das ações e o volume de negociação e uma relação causal entre retornos de ações defasados e volume de negociação atual.

Frazzini e Pedersen (2014), considerando que as restrições de financiamento influenciam nos retornos exigidos dos investidores, propuseram a estratégia Apostando Contra o Beta (BAB) na qual os retornos das ações com alto beta, ajustados aos riscos, são menores do que os retornos das ações com baixo beta. Seus resultados mostraram que as carteiras de ativos de beta alto têm alfas e índices de Sharpe mais baixos do que as carteiras de ativos de baixo beta. Adicionalmente, evidenciaram que o retorno do fator BAB assemelha-se, em termos de magnitude econômica, significância estatística e robustez, com outros fatores de precificação de ativos, como, por exemplo, tamanho, valor e momento. Asness, Frazzini e Pedersen (2014) encontraram resultados semelhantes, examinando portfólios classificados por setores.

### **2.3.5 Anomalias de Momento**

Jegadeesh e Titman (1993) registraram que as estratégias que compram ações com bom desempenho no passado e vendem ações com desempenho ruim no passado geram retornos positivos significativos em períodos de manutenção de três a 12 meses. A partir dessa constatação, muitos estudos vêm explorando o efeito momento, aplicando-o em diversos contextos. Blits, Huij e Martens (2011) observaram que o momento residual gera lucros ajustados ao risco duas vezes maiores do que aqueles associados ao momento do retorno total.

Anteriormente, Foster, Olsen e Shevlin (1984), utilizando a medida *standardized unexpected earnings*, ou Lucro Inesperado Padronizado (SUE), documentaram a existência de Desvios pós-Anúncio de Lucros (*Post-Earnings-Announcement Drift*), destacando que os preços das ações se movem na mesma direção dos lucros inesperados, quer seja como uma possibilidade de ineficiências nos mercados de capitais (Foster; Olsen; Shevlin, 1984), quer seja porque os investidores não entendem adequadamente as informações de lucros divulgadas pelas empresas (Bernard; Thomas, 1990) e imediatamente tomam decisões de investimentos

(Abarbanell; Bernard, 1992).

Moskowitz e Grinblatt (1999), observando o efeito de momento em nível setorial, verificaram que estratégias formadas pela compra de ações nos setores vencedores, bem como a venda das ações dos setores perdedores, podem gerar uma diferença positiva e estatisticamente significativa nos retornos, mesmo considerando ajustes pelo tamanho da firma, BM e pelos retornos das estratégias de momento de ações individuais. Assim, observaram que um efeito de momento existente nos componentes setoriais dos retornos das ações responde por grande parte dessa anomalia nas ações individuais.

## 2.4 RETORNO DAS ANOMALIAS NOS MERCADOS EMERGENTES

Esses resultados evidenciam que as anomalias têm sido estudadas extensivamente nos mercados desenvolvidos (Hanauer; Linhart, 2015) e, apesar de os mercados emergentes constituírem uma parcela crescente dos mercados de ações do mundo (Cakici; Fabozzi; Tan, 2013), há muito menos estudos empíricos que examinam se os vários atributos específicos da empresa têm uma relação preditiva com os retornos futuros das ações (Atilgan; Demirtas; Gunaydin, 2021). Entre aqueles que já exploraram o contexto mercadológico desses países (Atilgan; Demirtas; Gunaydin, 2021; Cakici; Fabozzi; Tan, 2013; Cakici; Tang; Yan, 2016; Diaz-Ruiz; Herrerias; Vasquez, 2020), há uma predominância em investigar as anomalias de valor, tamanho e momento (Berggrun; Cardona; Lizarzaburu, 2020; Berggrun; Rausch, 2011), em detrimento das outras características que também podem ter uma relação preditiva com o retorno futuro das ações.

Nesse sentido, Atilgan, Demirtas e Simsek (2015) destacam que os mercados emergentes, dada as características associadas com o menor nível de eficiência de mercado, são geralmente considerados um reservatório de anomalias do mercado de ações, fornecendo um cenário valioso, fora dos padrões registrados nos mercados desenvolvidos, para explorar questões de pesquisas relacionadas à anomalias. Zaremba e Szyszka (2016) acrescentam que os diversos estudos existentes nos países são fragmentados e dispersos, concentrando-se em alguns determinantes potenciais dos retornos esperados contextualizados num único país, ou em um pequeno grupo de países.

Nos países emergentes da América Latina, Berggrun, Cardona e Lizarburu (2020)

estudaram a lucratividade das empresas e o retorno esperado das ações. Observaram que empresas lucrativas superam as não lucrativas, tanto em retornos brutos quanto nos retornos ajustados ao risco, até mesmo após o controle pelos efeitos do BM, tamanho, reversão e momento. Seus resultados foram considerados robustos a várias mudanças metodológicas, inclusive quando consideraram somente os dois principais mercados analisados (Brasil e México), ou quando dividiram a amostra por tamanho, considerando pequenas e grandes ações. Adicionalmente, observaram alfas menores e indistinguíveis de zero, quando estimados pelo modelo de cinco fatores (Fama; French, 2015).

Esses resultados, quando confrontados especificamente com a realidade brasileira, apresentam-se divergentes dos evidenciados por Machado, Faff e Silva (2017), que não encontraram significância estatística na relação entre rentabilidade e retorno esperado das ações, além de observarem a superioridade do modelo de cinco fatores de Keene e Peterson (2007) em relação ao modelo de cinco fatores de Fama e French (2015). Faria Maciel *et al.* (2021) também não verificaram a existência de prêmio de risco associado à lucratividade, embora tenham observado superioridade do modelo de cinco fatores em relação aos modelos de três (Fama; French, 1993) e quatro fatores (Carhart, 1997).

Leite *et al.* (2018), também observando o desempenho do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015), já documentara que valor e lucratividade não apresentaram efeitos significativos em países emergentes. Segundo os autores, esses resultados, que não são consistentes com os relatados para os mercados desenvolvidos, podem ter relações com o ambiente político e econômico enfrentado pela maioria dos países emergente, bem como pelo baixo número de ações líquidas na maioria desses mercados. Dessa forma, as diferenças nos padrões de retorno médio dos fatores observados por eles, e os documentados pela literatura dos mercados desenvolvidos, evidenciaram que o efeito tamanho segue o mesmo padrão de retorno em países emergentes e desenvolvidos. Porém, esse padrão não foi observado nos fatores valor e rentabilidade e parcialmente observado no fator investimento.

Hanauer e Lauterbach (2019), investigando um conjunto mais amplo de fatores, observaram que as categorias valor, lucratividade e investimento seguem os resultados apontados por Fama e French (2015, 2017) e também são precificadas em mercados emergentes. Entretanto, registraram que as definições de fator do modelo de cinco fatores (Fama; French, 2015) são menos robustas em comparação com definições alternativas de fator. Adicionalmente, observaram que os retornos anormais associados às anomalias de fluxo

de caixa-preço, lucratividade bruta, emissão de ações e momento são disseminados, tanto em carteiras igualmente ponderadas quanto por carteiras ponderadas por valor. Finalmente, contrariando as previsões teóricas do CAPM, não encontraram uma relação positiva entre risco e retorno.

Hollstein (2022), fazendo uma análise das anomalias em diversos mercados de ações internacionais, evidenciou que muitas das anomalias significativas dos EUA são observadas em outros países, em estratégias baseadas em carteiras igualmente ponderadas. Entretanto, como essas carteiras são formadas majoritariamente por ações dominadas por *microcaps*, com capacidade de investimento muito limitada, apenas algumas dessas anomalias sobrevivem quando controladas pelo efeito tamanho e por ajustes nos vieses dos múltiplos testes de precificação, resultando que a grande maioria das anomalias produz retornos *long-short* insignificantes em todas as regiões consideradas.

Gonzales-Sanchez (2022) destaca que os modelos fatoriais de precificação de ativos, geralmente, apresentam fraco desempenho nos mercados emergentes. Além disso, a maioria dos estudos empíricos sobre avaliação de ativos, nesses mercados, testam a validade dos modelos de fatores, como o modelo de cinco fatores (Fama; French, 2015) ou, também, incluindo o efeito momento (Fama; French, 2018), mas não levam em consideração outras fontes de riscos. Como consequência, entendem que não há consenso sobre quais fatores influenciam os mercados de ações em países emergentes. Os principais resultados (Cakici; Fabozzi; Tan, 2013; Foye, 2018; Hanauer; Lauterbach, 2019; Leite *et al.*, 2018) identificam anomalias com base nos modelos lineares de precificação de ativos e evidenciam interceptos estatisticamente significativos, falta de correlação entre risco e retorno e, até mesmo, prêmios de risco de mercado negativos.

Nesse sentido, há evidências em mercados internacionais de que o retorno das anomalias não sejam significativos em estudos fora da amostra onde originalmente foram detectadas (Zaremba *et al.*, 2021). Hou, Xue e Zhang (2020) apontam que a maioria das anomalias não consegue se reproduzir, ficando aquém dos padrões atualmente aceitáveis para finanças empíricas. Mesmo depois de serem controladas pelas *microcaps* e depois de ponderadas por valor, 65% das anomalias não conseguem superar um simples teste de significância estatísticas. Na categoria que contém liquidez, microestrutura de mercado e outras variáveis de fricção de negociação, 96% falham em eliminar esse baixo obstáculo. Apenas as anomalias de valor e momento se replicam bem, juntamente com as anomalias de investimento e lucratividade.

## 2.5 ANOMALIAS E CUSTOS DE TRANSAÇÃO

As evidências sobre a magnitude do retorno das anomalias apontadas nas seções 2.3 e 2.4 não levam em consideração a influência dos custos de transação para definir a significância estatística e econômica dos alfas dos modelos de precificação que indicam a existência das respectivas anomalias. Novy-Marx e Velikov (2016) destacam que os custos de transação reduzem drasticamente a lucratividade de muitas anomalias, especialmente aquelas com alto volume de negociação. Fama (1965) já alertara que ignorar esse fato básico pode levar a inferências enviesadas.

Nesse sentido, os testes da HME não podem ser avaliados exclusivamente pelo significância estatística do alfa obtido na análise de um modelo de precificação. No entendimento de Detzel, Novy-Marx e Velikov (2023), os resultados significativos nas estratégias que avaliam a capacidade preditiva das anomalias não podem ser adequadamente interpretados sem levar em consideração os custos de implementação dessas estratégias. Assim, os retornos esperados das anomalias podem ser substancialmente inferiores aos retornos médios encontrados na literatura (Chen; Velikov, 2023). A falta de consideração dos custos de transação pode distorcer as conclusões ao avaliar os modelos de precificação de ativos, favorecendo aqueles que utilizam fatores com altos custos (Detzel; Novy-Marx; Velikov, 2023).

Nesse contexto, diversos estudos têm confirmado essa hipótese (Chen; Velikov, 2023; Novy-Marx; Velikov, 2016; Patton; Weller, 2020). No mercado norte-americano, Chen e Velikov (2023) forneceram evidências de que as carteiras *long-short* baseadas em anomalias do mercado de ações apresentam um retorno esperado médio relativamente baixo (0,04% por mês), chegando a apenas 0,010% por mês nas anomalias mais consistentes. Patton e Weller (2020) demonstraram anteriormente que os fundos mútuos têm uma remuneração inadequada pela exposição a certos fatores de risco comuns, uma vez que os custos de implementação praticamente anulam a rentabilidade das estratégias de valor e *momentum*. Essas constatações sugerem que, na prática, as anomalias financeiras mais relevantes não geram retornos significativos devido aos custos associados às transações, contrariando as expectativas baseadas em estudos acadêmicos (Patton; Weller, 2020).

Zaremba e Andreu (2018) questionam se a lucratividade nas estratégias de anomalias apresentadas nos artigos científicos são, de fato, convertidas em dinheiro no “mundo real”, ou seja, se o desempenho delas resistem quando são realmente implementadas.

Assim, evidenciaram que apenas 46% das carteiras de anomalias com a posição comprada rebalanceadas mensalmente exibem alfas significativos, concentrando-se principalmente em estratégias baseadas em valor, momento e liquidez. Dessa forma, concluíram que o efeito dos custos de transação prova ser amplamente prejudicial aos retornos, deixando apenas algumas anomalias lucrativas. E sugerem que menos rebalanceamento anual aumenta, em média, 0,44% da rentabilidade das estratégias.

Nos mercados emergentes as evidências sobre relação dos custos de transações com o retorno das anomalias é bastante limitada. Na Europa, o impacto dos custos de negociação mostrou-se significativo. Zaremba e Nikorowsk (2019) destacam que, entre 70 anomalias investigadas, em 33 estratégias replicadas, observou-se que os custos de negociação provou ser prejudicial para a maioria delas. Para a América Latina, não há registro dessas evidências, embora Carrieri, Chaieb e Errunza (2013) entendam que os mercados emergentes são conhecidos por dispor de altos custos de transações, o que pode se tornar um obstáculo potencial para investir nesses mercados.

## 2.6 ANOMALIAS E SENTIMENTO DO INVESTIDOR

Os modelos de precificação vistos na Seção 2.2 têm fundamento na teoria clássica das finanças e estão embasados na premissa de racionalidade do investidor que, ao buscar otimizar suas carteiras de investimentos, levará a um equilíbrio no qual os preços serão iguais aos fluxos de caixas esperados (Baker; Wurgler, 2006), com os retornos dependendo apenas dos riscos sistemáticos. Assim, mesmo que alguns investidores possam agir de maneira irracional, não haverá impacto no preço, pois suas demandas serão compensadas por arbitradores (Baker; Wurgler, 2006).

Entretanto, Shleifer e Summers (1990) destacam que, no mercado, além dos arbitradores, que são os investidores que formam expectativas racionais sobre o retorno dos títulos, existem também os *noises traders*, cujas opiniões e modelos de negociação podem estar sujeitos a vieses sistemáticos. Com a presença destes investidores, mudanças na demanda por títulos podem não ser completamente racionais. Algumas delas parecem ser uma resposta a mudanças nas expectativas ou sentimentos que não são totalmente justificados pelas informações disponíveis (Shleifer; Summers, 1990). Se todos os investidores negociarem aleatoriamente, não haverá

impacto na mudança agregada da demanda. Porém, se as estratégias de negociação forem baseadas em pseudo-sinais, elas estarão correlacionadas, levando a mudanças na demanda agregada (Shleifer; Summers, 1990) e impactando no preço dos títulos.

De Long *et al.* (1990) mostraram que as crenças errôneas dos *noises traders* afetam os preços e geram retornos esperados mais altos. Segundo os autores, como não há uma previsibilidade das crenças desses investidores, cria-se um risco no preço do ativo que não permite aos arbitradores racionais apostar agressivamente contra eles. Com isso, os preços tendem a divergir significativamente dos valores fundamentais.

Como os investidores estão sujeitos ao sentimento (De Long *et al.*, 1990), nos mercados financeiros, as crenças otimistas ou pessimistas induzidas pelo sentimento podem desencadear negociações não sofisticadas (*noise*) e, dessa forma, afetar os preços dos ativos (Antoniou; Doukas; Subrahmanyam, 2016). O sentimento do investidor, visto por essa concepção, é, segundo Baker e Wurgler (2006), uma crença sobre fluxos de caixa futuros e sobre os riscos de investimento que não é justificada pelos fatos em questão. Assim, apostar contra investidores motivados por sentimento é caro e arriscado (Shleifer; Summers, 1990) e os investidores racionais não são tão agressivos em forçar os preços a voltarem ao seu valor de fundamento (Baker; Wurgler, 2007).

Baker e Wurgler (2006) apresentam evidências de que o sentimento do investidor pode ter efeitos significativos nos preços das ações. Entretanto, como sentimento é difícil de identificar diretamente, examinam-se os padrões de previsibilidade *cross-section* nos retornos das ações a partir de *proxies* para o sentimento (Baker; Wurgler, 2006), que podem ser definidas com base em informações do mercado (Baker; Stein, 2004; Ben-Rephael; Kandel; Wohl, 2012; Brown; Cliff, 2004; Dennis; Mayhew, 2002; Elton; Gruber; Busse, 1998; Kumar; Lee, 2006) ou por meio de pesquisas diretamente com os investidores (Dreman *et al.*, 2001; Hirshleifer, 2001).

Baker e Wurgler (2006) propuseram um índice constituído por seis *proxies* subjacentes ao sentimento do investidor, conforme Equação 1, ortogonalizada:

$$SENT_t^\perp = -0,198CEFD_t^\perp + 0,225TURN_{t-1}^\perp + 0,234NIPO_t^\perp + 0,263RIPO_{t-1}^\perp + 0,211S_t^\perp - 0,243P_{t-1}^{D-UD,\perp} \quad (1)$$

Em que  $CEFD_t$  (*closed-end fund discount*) representa o desconto de fundos de

investimento fechado;  $TURN_{t-1}$ , o *turnover* das ações;  $NIPO_t$ , o número de IPOs;  $RIPO_{t-1}$ , os retornos médios no primeiro dia dos IPOs;  $S_t$ , a participação acionária em novas emissões; e  $P_{t-1}^{D-UD}$ , o prêmio de dividendos.

Usando a análise de componentes principais para isolar o componente comum de cada uma das *proxies*, definiram o índice de sentimento como o primeiro componente principal da matriz de correlação dessas seis variáveis. Zhou (2018) acrescenta que, como a métrica de componentes principais captura o sentimento do investidor melhor do que qualquer um dos componentes sozinhos, ela tornou-se amplamente utilizada em várias aplicações. Entretanto, Huang *et al.* (2015) propuseram uma nova metodologia para estimar o sentimento do investidor em nível agregado, separando-se as informações das *proxies* dos respectivos erros ou ruídos. Com isso, obtiveram um novo índice com um poder preditivo, dentro e fora da amostra, muito maior do que os índices de sentimento existentes (Huang *et al.*, 2015; Zhou, 2018).

Esses índices são utilizados para estimar o sentimento do investidor em nível agregado e, como é apresentado por Aboody *et al.* (2018), essas *proxies*, mesmo variando ao longo do tempo, são invariantes transversalmente entre as empresas, tornando os índices agregados inadequados para lidar com questões em nível da firma. Dada as especificidades das empresas, que apresentam características bastante diferentes (Seok; Cho; Ryu, 2019b), os índices agregados do sentimento do investidor podem não capturar com precisão o sentimento do investidor em relação às características das firmas (Seok; Cho; Ryu, 2019b).

Assim, diversas variáveis *proxies* estão sendo empregadas para formalizar a construção de um índice de sentimento que seja capaz de se relacionar com as características específicas das companhias. Seok, Cho e Ruy (2019b) utilizam o Índice de Força Relativa (RSI), Índice de Linha Psicológica (PLI), Taxa de Rotatividade Ajustada (ATR) e Logaritmo do Volume Negociado (LTV), para caracterizar a negociação de ações de empresas individuais.

Li e Li (2021) empregaram os retornos durante o fim de semana (*over-weekend returns*) e os retornos semanais *overnight* (*weekly overnight returns*). Berkman *et al.* (2012) e Aboody *et al.* (2018) sugerem que os retornos noturnos (*overnight returns*) podem ser uma *proxy* para o sentimento do investidor no nível de firma. Fu *et al.* (2021) utilizaram a relação Preço por Lucro (PE), a ATR e o *Buy and Sell Imbalance* (BSI) como métricas capazes de capturar o sentimento do investidor em nível de firmas.

Com base nessas variáveis, e considerando a premissa de que o sentimento do investidor tem um impacto significativo na determinação do valor das ações (Xavier; Machado, 2017),

alguns estudos buscaram relacionar um índice de sentimento do investidor com retornos de carteiras baseados em anomalias, como por exemplo, *Post-Earnings Announcement Drift* e *Accruals* (Bird; Choi; Yeung, 2014; Livnat; Petrovits, 2019), fluxos de fundos e o efeito valor (Frazzini; Lamont, 2008), divulgação corporativa (Bergman; Roychowdhury, 2008), IPOs (Cornelli; Goldreich; Ljungqvist, 2006), o efeito tamanho (Baker; Wurgler, 2006, 2007) e efeito momento (Antoniou; Doukas; Subrahmanyam, 2010).

Stambaugh, Yu e Yan (2012), investigando o impacto do sentimento do investidor no retorno *cross-section* de um amplo conjunto de anomalias (Dificuldades Financeiras, O-score, Emissões Líquidas de Ações, Emissões Líquidas de Ações Compostas, *Accruals* Totais, Ativos Operacionais Líquidos, Momento, Prêmio de Rentabilidade Bruta, Crescimento nos Ativos, Retorno Sobre os Ativos e Investimento Sobre os Ativos), partiram do pressuposto de que o sentimento do investidor possui um componente de todo o mercado capaz de influenciar os preços dos títulos na mesma direção e ao mesmo tempo e que as restrições de venda a descoberto desempenham um papel fundamental na limitação da capacidade de negociação racional. Assim, verificaram se as anomalias deveriam ser mais fortes após o período de sentimento otimista; se os retornos das carteiras *short* de cada anomalia eram menores quando o sentimento era alto; e, por fim, se o sentimento do investidor não deveria afetar os retornos das carteiras *long* de cada anomalia. Como respostas, verificaram que as estratégias *long-short* de anomalias eram mais lucrativas nos meses seguintes ao período de sentimento otimista, enquanto as estratégias *long* tinham retornos semelhantes após os períodos de otimismo e pessimismo.

Confirmando essas evidências para o mercado chinês, Han e Shi (2022) evidenciaram que o sentimento do investidor é um fator capaz de impulsionar os retornos das anomalias, que são mais elevados em períodos de sentimento otimista. Além disso, verificaram que as anomalias categorizadas com fricções de negociação são as mais impactada pelo sentimento do investidor. Finalmente, observaram a existência de um efeito temporal positivo que pode ser modificado conforme a tendência desse sentimento. Como resultado, concluíram que o sentimento do investidor tem poder preditivo sobre os retornos de anomalias.

Esses evidências reforçam o argumento de que o sentimento do investidor impacta as anomalias do mercado financeiro. Por outro lado, Mohammed *et al.* (2023) entendem que os indicadores macroeconômicos, eventos políticos, incerteza econômica e tendências do mercado financeiro podem influenciar o sentimento dos investidores. Yao e Li (2020) reforçam que as políticas econômicas nacionais têm a capacidade de transmitir informações relevantes que

podem influenciar o sentimento do investidor, afetar as decisões de investimento e causar flutuações nos preços das ações.

Nesse sentido, compreende-se que o impacto do sentimento do investidor sobre as anomalias pode ser potencializado pelas incertezas na política econômica dos países. Assim, como o sentimento do investidor pode ser influenciado por sua racionalidade limitada, eventos que podem aumentar a insegurança do investidor em relação ao mercado financeiro podem agravar a incerteza econômica e influenciar negativamente a tomada de decisão dos investidores (Mohammed *et al.*, 2023).

Portanto, considerando-se a relevância da incerteza para compreender como o sentimento do investidor, associado ao nível de incerteza de cada país, afeta a significância estatística e econômica das anomalias do mercado financeiro, discorre-se na seção 2.7 sobre a conceituação de incerteza sob a perspectiva da política econômica e as evidências empíricas que justificam a elaboração da primeira hipótese de pesquisa desta tese.

## 2.7 INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA E SENTIMENTO DO INVESTIDOR

Birru e Young (2022) destacam que o sentimento do investidor deve manifestar mais os seus efeitos quando a precificação dos ativos forem mais subjetivos. Nessa perspectiva, Birru e Young (2022) demonstraram que aumentando a incerteza em um desvio padrão, aumenta-se de duas a quatro vezes mais a capacidade preditiva do sentimento para os retornos do que nos períodos em que a incerteza está no seu valor médio. Além disso, verificaram que a capacidade preditiva do sentimento para os retornos anormais é substancialmente ampliada quando a incerteza for maior.

As justificativas para essas evidências podem ser derivadas dos diversos estudos que têm mostrado que a incerteza pode influenciar não somente a atividade econômica real, mas também as decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos (Allen; Bali; Tang, 2012; Gu *et al.*, 2021; Jurado; Ludvigson; Ng, 2015; Wu *et al.*, 2020; Yang, 2019). Pástor e Veronesi (2012, 2013) apresentaram modelos sobre como a incerteza na política governamental afeta os preços das ações. Segundo esses autores, em média, os preços devem cair quando ocorrerem mudanças política, acentuando-se quando a incerteza sobre a política governamental for mais alta. Assim, sugerem que a incerteza política impõe um prêmio de risco cuja magnitude é maior

em condições econômicas mais fracas.

A incerteza política é amplamente definida como a incerteza na escolha futura de políticas do governo que alteram o ambiente econômico (Pástor; Veronesi, 2013). Baker, Bloom e Davis (2016) desenvolveram o índice EPU para quantificar o nível de incerteza na política econômica com base nos arquivos de jornais de cada país, contabilizando a frequência de ocorrência de palavras-chave relevantes para a incerteza econômica e política e, assim, determinar a magnitude da incerteza de um país do ponto de vista das políticas econômicas.

O EPU reflete o grau de incerteza nas políticas regulatórias, monetárias e fiscais de um país (Phan; Sharma; Tran, 2018) e afeta significativamente os retornos dos mercados financeiros (Gu *et al.*, 2021). Seu impacto é geralmente negativo e intensifica substancialmente a volatilidade dos mercados de ações, tornando difícil para os investidores obterem retornos excedentes em seus investimentos (Liu; Zhang, 2015).

Phan, Sharma e Tran (2018) testaram a relação entre o EPU e os retornos excedentes do mercado de ações em 16 países. Evidenciaram que a capacidade do EPU prever retornos de ações depende não apenas do país utilizado, mas também dos setores examinados. Assim, concluíram que EPU é relativamente mais importante para alguns países do que para outros, com fortes evidências de previsibilidade assimétrica, de modo que o investidor de média-variância tem utilidade positiva ao seguir as previsões geradas a partir do modelo baseado em EPU.

Narrea, Bai e Wu (2020) testaram a hipótese de que o prêmio de EPU é mais forte (mais fraco) após períodos de baixo (alto) sentimento dos investidores no mercado australiano. Além disso, semelhante ao que ocorre nos Estados Unidos, verificaram que as ações no quintil mais alto do beta da incerteza apresentaram desempenho inferior às ações dispostas no quintil mais baixo. Porém, destacaram que esse prêmio negativo associado à incerteza permanece significativo apenas após períodos de baixo sentimento dos investidores, desaparecendo após períodos de alto sentimento. Dessa forma, concluíram que os investidores avessos às incertezas estão dispostos a pagar preços elevados por ações com beta de incerteza positivo e exigem uma compensação extra para deter ações com beta negativo, mas apenas em períodos de baixo sentimento.

Assim, entende-se que há uma forte ligação entre o sentimento do investidor e os períodos de incerteza da política econômica. Conforme proposição apontada por Berardi (2022), os sentimentos, ou na expressão utilizada por ele: os “espíritos animais” dos investidores, são desencadeados por choques exógenos nas crenças, mas se alimentam pela incerteza gerada

quando há informações imperfeitas. Dessa forma, os sentimentos provocam desvios nas expectativas em relação às estimativas ótimas baseadas nessas informações. Tais desvios, dependem da quantidade de incerteza gerada, ou seja, quanto maior a incerteza, maior o alcance para as atitudes psicológicas afetarem as expectativas dos investidores. Por fim, conclui: a fonte de ruído que gera incerteza, seja fundamental ou informacional, tem consequências importantes para o efeito dos sentimentos.

Essa proposição foi testada por Wu (2022) no mercado chinês, ao investigar o efeito gradual da incerteza da política econômica da China na sincronização dos preços das ações. Como resultados, verificou que o aumento da incerteza da política econômica, motivado por ruídos, reduz significativamente a sincronicidade dos preços das ações. Ao mesmo tempo, o aumento da incerteza alimenta o sentimento do investidor e reduz a sincronicidade dos preços das ações, com o sentimento do investidor desempenhando um papel intermediário.

Com base nessas evidências, entende-se que os mercados financeiros sofrem influências de informações emanadas das decisões políticas e econômicas nacionais. Essas informações refletem no comportamento do investidor que, ao tomar decisões movidas por sentimento, podem influenciar os preços dos ativos, alterando o retorno das estratégias de investimento, inclusive aquelas baseadas em variáveis tidas como anomalias do mercado financeiro.

Dessa forma, observando o entendimento de Yao e Li (2020), no sentido de que as políticas econômicas nacionais transmitirão informações relevantes para influenciar o sentimento do investidor, afetar as decisões de investimento e causar flutuações nos preços das ações, defini-se a primeira hipótese de pesquisa desta tese:

**H1: O retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza.**

Justifica-se a elaboração desta hipótese por entender que os modelos de precificação de ativos estimam os retornos dos títulos com base nas expectativas racionais dos investidores a partir dos ajustes nos fatores de riscos (Fama; French, 1992, 2015; Harvey; Liu; Zhu, 2016; Lintner, 1965; Sharpe, 1964). Com base nesses modelos, pode-se (ou não) determinar a existência das anomalias do retorno *cross-sectional* das ações (Fama; French, 2015; Harvey; Liu; Zhu, 2016; Hou; Xue; Zhang, 2015; Mclean; Pontiff, 2016). Por outro lado, o surgimento das anomalias passa a ser condicionado ao teste da hipótese conjunta, como visto na seção 2.1. Entretanto, ocorre que tanto o sentimento quanto a incerteza (Antoniu; Doukas; Subrahmanyam, 2010; Baker; Wurgler, 2006, 2007; Berardi, 2022; Birru; Young, 2022;

Walkshaeusl, 2021; Yao; Li, 2020; Zhang; Bissoondoyal-Bheenick; Zhong, 2023) são variáveis significativas para estimar o retorno das ações (Brogaard; Detzel, 2015). Ao incluir essas variáveis no modelo, entende-se que os aspectos comportamentais envolvidos na tomada de decisão dos investidores passam também a ser observados pelos modelos de precificação, reduzindo-se os vieses comportamentais amplificados pela incerteza na política econômica (Birru; Young, 2022; Yao; Li, 2020), que causam um impacto negativo, reduzindo a magnitude do retorno médio das ações, além de está em conformidade com as proposições da Hipótese de Mercados Adaptativos (Lo, 2004; Mandacı; Taşkın; Ergün, 2019), ajustando-se às informações disponíveis no momento.

## 2.8 *FACTOR MOMENTUM*, INCERTEZAS E SENTIMENTO DO INVESTIDOR

Ao analisar como o sentimento do investidor, sendo influenciado pela incerteza na política econômica, pode impactar no retorno *cross-sectional* das anomalias, uma questão que pode ser levantada é qual a influência dessas variáveis em cada um dos grupos das anomalias (Valor *versus* Crescimento, Investimento, Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento). Em função da vasta possibilidade de investigação para o amplo conjunto de anomalias, como identificado em Hou, Xue e Zhang (2015, 2020), esta tese está voltada para investigar as implicações do sentimento do investidor e da incerteza sobre o efeito momento, especificamente, sobre o momento das anomalias, ou *Factor Momentum*, como apresentado por Ehsani e Linnainmaa (2022).

### 2.8.1 *Factor Momentum* e Sentimento do Investidor

Como foi apresentado na Seção 2.3, a literatura sobre precificação de ativos tem investigado uma gama de fatores de riscos (Harvey; Liu; Zhu, 2016; Hou; Xue; Zhang, 2015, 2020; Mclean; Pontiff, 2016) construídos com base nas características das ações/empresas. Dentre as centenas de anomalias documentadas (Hou; Xue; Zhang, 2020), o *momentum* nos preços das ações tem sido classificado como um dos temas mais pesquisados em Finanças (Kelly; Moskowitz; Pruitt, 2021). O fundamento para a consistência das estratégias baseadas

no *momentum* remonta as primeiras evidências apontadas por Jegadeesh e Titman (1993), ao observarem que as negociações nas quais compravam-se os títulos vencedores no passado e vendiam-se os títulos perdedores no passado geravam retornos positivos e significativos nos três a 12 meses seguintes (Jegadeesh; Titman, 1993). Essas evidências estenderam-se para diversas classes de ativos (Asness; Moskowitz; Pedersen, 2013), em diferentes mercados (Chui; Titman; Wei, 2010; Griffin; Ji; Martin, 2003; Rouwenhorst, 1998) e ao longo do tempo (Jegadeesh; Titman, 2001).

A existência do *momentum* vem impactando significativamente os investidores e o ambiente acadêmico. Para os investidores, o *momentum* representa uma estratégia de investimentos robusta, variável e lucrativa (Wiest, 2022), que passou a ser implementada em todo o setor de gestão de ativos e está presente em diversos produtos negociados em bolsa (Kelly; Moskowitz; Pruitt, 2021). Para o ambiente acadêmico, a anomalia, denominada de Efeito Momento (Jegadeesh; Titman, 1993), parece violar a forma fraca da HME (Ehsani; Linnainmaa, 2022; Wiest, 2022). Como resultado, uma variedade de teorias positivas, comportamentais ou racionais, foram propostas, tentando explicá-la, mas nenhuma delas tem sido amplamente confirmada (Kelly; Moskowitz; Pruitt, 2021).

Chi, Titman e Wei (2010), observando dados dos EUA, chegaram à conclusão de que o efeito momento é muito persistente, gerando retornos positivos em todas as décadas do pós-guerra, além de ser um efeito considerado empiricamente muito forte, ou seja, com capacidade de gerar índices de Sharpe significativamente altos, para ser explicado apenas considerando o aspecto relacionado ao risco (Chui; Titman; Wei, 2010). Assim, passadas três décadas desde que o efeito momento fora inicialmente confirmado para o mercado de ações dos Estados Unidos, a estratégia de *momentum* ganhou relevância internacional (Goyal; Wahal, 2015; Griffin; Ji; Martin, 2003; Rouwenhorst, 1998; Wouassom; Muradoğlu; Tsitsianis, 2022), com resultados estatisticamente significativos e índice de Sharpe mais alto do que normalmente fora apresentado pelo padrão norte-americano (Chui; Titman; Wei, 2010).

Entretanto, esse comportamento parece não ser confirmado em todos os países, pois diferentes regiões apresentaram resultados divergentes para o efeito momento (Chui; Titman; Wei, 2010; Griffin; Ji; Martin, 2003; Rouwenhorst, 1998). Enquanto o desempenho positivo foi sistematicamente observado no mercado europeu (Asness; Moskowitz; Pedersen, 2013; Baltzer; Jank; Smajlbegovic, 2019; Rouwenhorst, 1998), evidências apontam que, em outras regiões, ele parece não seguir os padrões observados em Jegadeesh e Tittman (1993). Asness, Moskowitz

e Pedersen (2013) destacaram que o prêmio pelo efeito momento não é estatisticamente significativo em diversos países, como Japão (Iihara; Kato; Tokunaga, 2004), China (Gao; Guo; Xiong, 2021) e América Latina (Berggrun; Cardona; Lizarzaburu, 2020). Chi, Titman e Wei (2010) entendem que resultados divergentes podem estar relacionados aos aspectos culturais, já que os investidores podem interpretar e reagir às informações de diferentes maneiras.

Na América Latina, Berggrun, Cardona e Lizarzaburu (2020) examinaram o desempenho das carteiras de *momentum* e verificaram que as estratégias baseadas no efeito momento não geraram retornos economicamente significativos, mesmo depois de serem ajustadas pelo risco. Resultados que vão de encontro às evidências apontadas por Muga e Santamaría (2007b), ao destacarem que as estratégias de *momentum* geram lucros nos mercados emergentes da América Latina, influenciadas pelo tipo de ação e pelas características do país, que são fatores importantes para explicar o efeito *momentum* nesses mercados.

Berggrun e Rausch (2011), examinando diferentes configurações das estratégias de *momentum* na Colômbia, verificaram que o *spread* entre uma carteira de vencedores e perdedores anteriores não foi estatisticamente significativo, mesmo considerando retornos ajustados ao risco. Por outro lado, foram observados retornos positivos e significativos para o efeito momento na Argentina e no Chile (Chui; Titman; Wei, 2010; Griffin; Ji; Martin, 2003; Rouwenhorst, 1998), bem como no México (Griffin; Ji; Martin, 2003; Rouwenhorst, 1998). Para o Brasil, as evidências sobre o efeito momento são conflitantes. Enquanto os estudos de Machado e Medeiros (2014) e Machado, Faff e Silva (2017) registraram prêmio positivo, Bonomo e Dall'Agnol (2003) e Kimura (2003) apontaram evidências contrárias aos resultados propostos por Jegadeesh e Titman (1993, 2001), tornando a análise da rentabilidade do fator momento uma questão indefinida também no mercado acionário brasileiro.

Apesar dessas evidências controversas, pesquisas mais recentes, como as de Avramov *et al.* (2018), Gupta e Kelly (2019), Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b), têm identificado que os retornos anteriores dos fatores, construídos a partir das anomalias, são informativos sobre seus retornos futuros e, assim como existe o efeito momento no retorno das ações individuais, há um comportamento semelhante no retorno dos fatores. Então, verificaram que o retorno dos portfólios formados com base nas anomalias do mercado também pode apresentar um efeito de momento, chamado de *Momento do Fator* (FMOM), ou *Factor Momentum* (para diferenciar de *Momentum Factor* ou Fator Momento, que é utilizado para representar o *momentum* do retorno das ações individuais), em que um portfólio, elaborado

como base nos fatores que apresentou um bom desempenho no passado, tende a continuar apresentando um bom desempenho no futuro (Ehsani; Linnainmaa, 2022).

Gupta e Kelly (2019), Arnott *et al.* (2023) e Ehsani e Linnainmaa (2022) registraram um forte e generalizado efeito *momentum* na maioria das anomalias do mercado financeiro. Ao considerarem estratégias baseadas no FMOM, mantendo uma posição comprada dos fatores com maior desempenho recente e uma posição vendida dos fatores de baixo desempenho, observaram resultados significativo nas estratégias de investimentos que exploraram as anomalias, em comparação às estratégias que optaram pelo *momentum* da ação individual tradicionalmente apresentado por Jegadeesh e Titman (1993).

Gupta e Kelly (2019) e Ehsani e Linnainmaa (2022) também mostraram que o momento do fator também inclui outras formas de momento *cross-sectional*, sendo superior às estratégias de momento ajustada ao setor da firma, conforme definidos por Arnott *et al.* (2023) e Moskowitz e Grinblatt (1999); momento intermediário, documentado por Novy-Marx (2012), e o momento do índice de Sharpe (*Sharpe ratio momentum*) de Rachev *et al.* (2007).

Essas evidencias podem ser fundamentadas nos resultados apontados por Gupta e Kelly (2019), ao identificarem que o momento dos fatores, e o momento das ações, além de serem correlacionados, também são complementares. Seus resultados evidenciaram que o momento do fator apresenta um alfa, econômica e estatisticamente significativo, mesmo após o controle pelo momento das ações. Com isso, Gupta e Kelly (2019) entenderam que o momento do fator não substitui o momento da ação, sendo possível desenvolver estratégias, com ganhos significativos, combinando o momento do fator com o momento das ações individuais no mesmo portfólio.

Esses resultados sinalizam para o entendimento de que o momento do fator pode ser considerado um fenômeno robusto e generalizado, capaz de explicar a persistência do retorno das anomalias (Gupta; Kelly, 2019). Essa persistência pode ser justificada pela correlação serial nos retornos dos fatores que, segundo Gupta e Kelly (2019), trata-se do fenômeno estatístico subjacente ao momento e, dessa forma, deve ser o ponto de partida para uma análise do momento dos fatores. Avramov *et al.* (2018), anteriormente, documentaram uma forte autocorrelação positiva nos retornos das anomalias em diferentes horizontes de tempo. Zaremba e Shemer (2018) mostraram que os fatores que impulsionam os retornos nos mercados de ações não são aleatórios, mas são determinados por um padrão subjacente decorrente do efeito momento.

Conforme destacam Gupta e Kelly (2019), esse comportamento não é limitado ao contexto mercadológico dos Estados Unidos e, nesse sentido, conjectura-se que estratégias de

investimentos que comprem os fatores recentes de melhor desempenho e vendam os fatores de baixo desempenho (ou seja, que exploram o momento do fator) nos mercados emergentes da América Latina podem, também, gerar retornos positivos e significativos, com resultados mais consistentes do que os evidenciados pelas estratégias de momento padrão de Jegadeesh e Titman (1993).

A motivação para considerar que o ambiente econômico de países emergentes, neste caso a América Latina, pode evidenciar consistentes resultados para o momento do fator parte das proposições apontadas por Ehsani e Linnainmaa (2022) que investigaram as condições nas quais os fatores exibem momento. Eles mostraram quais propriedades dos fatores são responsáveis pela maior magnitude do momento do fator em relação ao momento das ações individuais. Segundo esses autores, ao observarem que os fatores são autocorrelacionados, conjecturaram que o momento do fator pode surgir do *mispricing*, já que há uma interligação entre sentimento do investidor e preço. Avramov *et. al.* (2018) já haviam observado o papel do sentimento do investidor como um dos melhores preditores de retornos de anomalias.

Kozak, Nagel e Santosh (2018) destacam que, mesmo em situações nas quais toda a variação transversal nos retornos esperados seja impulsionada por distorções de crença por parte de alguns investidores, ou seja, que a influência do sentimento do investidor seja relevante para explicar o retorno esperado das ações, um modelo de Fator de Desconto Estocástico (FDE) de baixa dimensão, com os fatores definidos pelo carregamento das primeiras Componentes Principais (CP) dos retornos tem poder explicativo sobre os preços dos ativos. Para isso, seria preciso considerar a ausência de oportunidades de Quase Arbitragem, ou seja, seria necessário partir do princípio de que no mercado não existem estratégias de negociação que sejam capazes de gerar Índices de Sharpe (SR) extremamente altos.

Assim, motivados pela suposição da ausência de oportunidades de quase arbitragem, em conjunto com a evidência de comunalidade substancial nos retornos dos ativos, Ehsani e Linnainmaa (2022) entenderam que o FDE pode ser representado como uma função de alguns fatores dominantes. Com isso, derivaram as condições sob as quais os retornos dos ativos e os fatores são autocorrelacionados que, segundo Ehsani e Linnainmaa (2022), depende da persistência do sentimento do investidor: se o sentimento do investidor for suficientemente persistente, essa persistência será transportada para os retornos dos fatores, mesmo na presença dos arbitadores que não negociam de forma agressiva para neutralizar esse efeito, pois, assim o fazendo, estariam se expondo também ao risco dos fatores.

Nesse sentido, as evidências apontam que o sentimento é um sinalizador confiável, estatística e economicamente, do efeito momento, melhorando o desempenho das carteiras baseadas nessa anomalia (Han; Li, 2017). Li (2020) corrobora, demonstrando que ocorre o surgimento do efeito *momentum* quando há uma mudança moderada do sentimento do investidor. Ashour, Hao e Harper (2023) complementam destacando que a correlação entre retornos baseados em *style investing* e os retornos das ações explicam a variação nos lucros das estratégias de *momentum* em períodos de sentimento otimista.

Esses resultados podem ser interpretados seguindo-se o argumento de Antoniou, Doukas e Subrahmanyam (2013), ao considerarem que o sentimento afeta a difusão de informações por meio da dissonância cognitiva e, dessa forma, os investidores que estão observando essas informações reagem com mais força quando elas contradizem com seus sentimentos. Dessa forma, o sentimento otimista (pessimista) fará com que as notícias ruins (boas) entre as ações perdedoras (vencedoras) se difundam lentamente. Assim, o momento pode ser mais acentuado quando o sentimento for otimista, porque os arbitradores, agindo contra a dissonância cognitiva, deparam-se com altos custos de venda a descoberto das ações perdedoras.

Fundamentados nesses argumentos, Kim e Suh (2018) investigaram se os lucros das estratégias de momento podem ser previstos pelo sentimento e se a previsibilidade desses lucros pode ser explorada pelos investidores. Para isso, desenvolveram uma nova estratégia de *momentum* baseada em sentimento apoiada no argumento de que o sentimento afeta os lucros nas estratégias de *momentum*. Seus resultados não somente confirmam esse argumento, como também conjecturaram que os lucros das estratégias de momento podem ser previstos pelo sentimento. Portanto, Kim e Suh (2018) destacaram que novas estratégias de momento baseadas em sentimento prescreve decisões para fazer mais (menos) investimentos em períodos de sentimentos otimistas (pessimistas).

Esses argumentos, alinhados com o que fora observado por Gupta e Kelly (2019), apontam indícios de que o comportamento do momento entre os fatores é responsável por uma grande fração da covariância entre as ações. Assim, as estratégias que exploram o momento do fator, comprando os fatores de melhor desempenho recente e vendendo os fatores de baixo desempenho, podem alcançar resultados significativos em relação ao momento padrão proposto por Jegadeesh e Titman (1993). Diante desses argumentos, e considerando que os fatores individuais das anomalias exibem um momento de série temporal robusto, que pode persistir ao longo do tempo (Gupta; Kelly, 2019), considerando ainda que o momento do fator é um

fenômeno global (Gupta; Kelly, 2019), que pode apresentar contribuições significativas para os investidores dos mercados emergentes explorarem o comportamento persistente do retorno das anomalias, propõe-se a seguinte hipótese de pesquisa:

**H2: O *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado positivamente pelo sentimento do investidor.**

### **2.8.2 *Factor Momentum* e Incerteza na Política Econômica**

Como abordado na Seção 2.8.1, o momento é uma das anomalias mais robustas e conhecidas na literatura financeira (Gu *et al.*, 2021). Nas últimas décadas, pesquisadores têm mostrado que o fator momento está relacionado com diversas variáveis de estado da economia, como ciclos econômicos (Chordia; Shivakumar, 2002a), retornos defasados do mercado (Cooper; Gutierrez Jr.; Hameed, 2004), sentimento do investidor (Antoniu; Doukas; Subrahmanyam, 2010, 2013), volatilidade do mercado (Wang; Xu, 2015), iliquidez (Avramov; Cheng; Hameed, 2016) e até mesmo estado de pânico (Barroso; Santa-Clara, 2015; Daniel; Moskowitz, 2016) ou de incertezas (Gu *et al.*, 2021; Paule-Vianez *et al.*, 2021; Zhao; Wang, 2022).

Dentre essas variáveis, a incerteza sobre o desempenho futuro tem mostrado implicações reais para o comportamento dos agentes econômicos (Brogaard; Detzel, 2015). Gu *et al.* (2021) afirmaram que os investidores resistem em desenvolver estratégias de negociação de momento, quando expostos a ambientes de alta incerteza na política econômica, pois essas incertezas restringem a avaliação contínua do efeito momento, podendo anular completamente o retorno dessas estratégias nos mercados de ações.

Segundo Gong, He e Xue (2022), o EPU prevê de forma negativa, significativa e consistentemente os retornos de ações entre 23 mercados de ações desenvolvidos e emergentes. Luo e Zhang (2020) destacam que um impacto mais severo do alto nível de EPU poderia resultar em uma queda nos preços das ações no nível de mercado. Quando o nível de EPU for mais alto, os investidores buscam retornos adicionais, intensificando a volatilidade exposta pelas empresas. Dessa forma, os negociadores que investem baseando-se no momento exigirão retornos excedentes mais altos durante períodos de alto EPU (Zhao; Wang, 2022).

Duas explicações emergem dessas observações (Paule-Vianez *et al.*, 2021): do ponto

de vista da Hipótese de Mercados Eficientes, onde os retornos são explicados pela relação risco-retorno, vários estudos correlacionaram o estado da economia com o efeito momento (Avramov; Cheng; Hameed, 2016; Chordia; Shivakumar, 2002a; Garcia-Feijoo; Jensen; Jensen, 2018; Wang; Xu, 2015). A segunda vertente, focando no aspecto comportamental, defende que o sentimento afeta o julgamento dos investidores sobre eventos futuros (Antoniu; Doukas; Subrahmanyam, 2013), mostrando evidências de que pessoas com sentimentos positivos têm julgamentos positivos sobre o futuro, enquanto pessoas com sentimentos negativos mostram julgamentos negativos (Wright; Bower, 1992).

Antoniu, Doukas e Subrahmanyam (2013) argumentam que “observadores de notícias” (*newswatchers*) têm uma reação mais negativa, quando recebem informações que contradizem seus sentimentos devido à dissonância cognitiva. Dessa forma, esses autores entendem que notícias ruins sobre ações perdedoras se espalharão lentamente quando o sentimento for otimista. Do mesmo modo, as boas notícias sobre ações vencedoras se propagarão quando o sentimento for pessimista, dando origem ao efeito de momento.

Uma reação insuficiente à informação é uma explicação amplamente defendida para o efeito de momento (Paule-Vianez *et al.*, 2021). De modo geral, os investidores não reagem significativamente a novas informações e levam tempo para atualizar suas crenças anteriores (Cheema; Nardea, 2014), o que causa um atraso na incorporação de informações aos preços, resultando no efeito de momento (Daniel; Hirshleifer; Subrahmanyam, 1998).

A reação exagerada (*overreaction*) também tem sido estudada como uma possível explicação para esse fenômeno (Paule-Vianez *et al.*, 2021). De Bondt e Thaler (1985) afirmam que a lucratividade média observada em horizontes mais longos é consistente com a hipótese de reação excessiva a novas informações. Quando essas reações são corrigidas, gera-se uma reversão nos preços das ações a longo prazo. Por fim, a literatura evidencia que os investidores reagem em excesso à informação privada e de forma insuficiente à informação pública (Daniel; Hirshleifer; Subrahmanyam, 1998) e que os vieses psicológicos aumentam com a incerteza da informação, levando a maiores ineficiências nos preços (Daniel; Hirshleifer; Subrahmanyam, 2001).

Em relação ao efeito momento das ações individuais, na forma apresentado por Jegadeesh e Tittman (1993), Gu *et al.* (2021) observaram que os investidores são relutantes em aplicar estratégias de negociação de momento quando expostos a ambientes de alta Incerteza na Política Econômica (EPU), uma vez que tais incertezas impedirão uma avaliação contínua

do momento. Evidências empíricas têm mostrado que, em situações nas quais o EPU tem níveis mais elevados, o efeito de *momentum* se enfraquece (Paule-Vianez *et al.*, 2021), uma vez que um nível excessivo de EPU apagaria completamente o retorno de momento dos mercados de ações (Zhao; Wang, 2022). Por fim, o nível de incerteza tende a enfraquecer os retornos nas estratégias de momento em função do baixo nível de individualismo entre os investidores (Cheema; Nartea, 2014).

Essas evidências sinalizam que o efeito momento pode ser impactado pelas informações geradas pelas políticas econômicas governamentais que podem elevar o nível de incerteza do mercado, gerando expectativas negativas sobre os investidores. Assim, as estratégias de momento definidas com base nos fatores das anomalias (*Factor Momentum*) podem também ser influenciadas pelo ambiente de incertezas. Nesse sentido, conforme visto na Seção 2.8.1, espera-se que nos mercados emergentes esse impacto seja negativamente significativo, reduzindo o retorno esperado dessas estratégias. Esses argumentos, portanto, conduzem a definição da terceira hipótese de pesquisa desta tese.

**H3: O *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado negativamente pela Incerteza da Política Econômica.**

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nos tópicos seguintes, apresentam-se os procedimentos utilizados para investigar a relação entre o *Factor Momentum* das Anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina. Na primeira etapa, expõe-se como ocorreu a coleta dos dados e a composição da amostra da pesquisa. Em seguida, delineiam-se os processos de tratamento dos dados e a construção dos fatores a partir das anomalias. Por fim, demonstram-se os procedimentos quantitativos balizados nas análises exploratória e explicativa para investigar cada uma das hipóteses propostas na tese.

#### 3.1 COLETA DE DADOS E DEFINIÇÃO DA AMOSTRA

Para a coleta dos dados, utilizou-se a *Refinitiv Eikon API* (biblioteca: *refinitiv-data*) em *Python*, inserida na plataforma Refinitiv Eikon® e disponibilizada pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Os dados compreenderam variáveis de natureza econômico-financeira, contábil e de mercado, com periodicidade diária para preços dos títulos, retornos, valor de mercado e volume negociado. Para as informações contábeis, optou-se pelas demonstrações financeiras anuais consolidadas com data de fechamento em 31 de dezembro de cada ano.

A amostra contou com empresas listadas nas bolsas de valores dos países emergentes da América Latina representados pelo Brasil (161 ações), Chile (105 ações), Colômbia (15 ações), México (89 ações) e Peru (51 ações), abrangendo o período de 01 de janeiro de 2010 a 31 de dezembro de 2022. A escolha desses países emergentes para representar a América Latina foi motivada pela participação deles na composição do *MSCI Emerging Markets Indexes* elaborado pela *Morgan Stanley Capital International* (MSCI), que leva em consideração o desenvolvimento econômico, tamanho, liquidez e acessibilidade a esses mercados e corresponde a cerca de 85% das ações listadas nesses países (MCSI Emerging Markets Indexes, 2023). Destaque-se que a Argentina deixou de fazer parte da composição do índice em 2021, razão pela qual não foi incluída na amostra.

Para possibilitar maior uniformidade dos resultados, as empresas do setor financeiro foram retiradas da amostra. Como é proposto por Fama e French (1992), a estrutura de financiamento dessas organizações pode comprometer a comparabilidade dos resultados.

Foram também removidas as firmas que não apresentaram valor de mercado em 31 de dezembro de cada ano ou que apresentaram Patrimônio Líquido (PL) negativo, dados essenciais para elaboração de alguns fatores como o *Book-to-Market* (BM). Adicionalmente, foram retiradas da amostra as firmas que não apresentaram cotações mensais consecutivas por 24 meses, 12 meses antes ou 12 meses após a formação das carteiras, para não impossibilitar a construção do fator momento (Machado; Faff; Silva, 2017). Finalmente, não foram consideradas as empresas cujos dados contábeis não estavam disponíveis no período analisado.

### 3.2 VARIÁVEIS E CONSTRUÇÃO DAS CARTEIRAS

A formação das carteiras foi embasada na literatura (Hou; Xue; Zhang, 2015, 2020; Wang; Yan; Zheng, 2021), tanto na determinação da frequência de rebalanceamento, quanto no período de manutenção. Para os fatores construídos com dados anuais, as carteiras foram formadas no final de junho do ano  $t$  com os dados de  $t - 1$  e os retornos calculados de julho do ano  $t$  a junho no ano  $t + 1$ . Para os fatores construídos com dados trimestrais, os portfólios foram formados no final de cada trimestre  $t$ , usando dados contábeis do trimestre  $t - 1$  e os retornos calculados no trimestre  $t + 1$ . Para os fatores elaborados com dados mensais, as carteiras foram formadas todos os meses e mantidas por 1 mês.

A escolha dos fatores foi fundamentada no trabalho de Machado, Faff e Silva (2017), que utilizaram para o mercado brasileiro um conjunto de anomalias tradicionalmente documentadas pela literatura. Entretanto, foram acrescentadas outras características selecionadas a partir dos trabalhos de Ehsani and Linnainmaa (2022) e Wang, Yan e Zheng (2021), com a finalidade de alinhar a análise proposta neste estudo com evidências apontadas por eles. O Quadro 1 lista os fatores utilizados na pesquisa com suas respectivas categorias, a abreviação adotada, os autores que inicialmente observaram essas anomalias e os procedimentos de estimação adotados.

Com base nessas anomalias, foram definidos os procedimentos referentes às hipóteses de pesquisa. Inicialmente, apresentaram-se as estratégias adotadas para analisar se o retorno *long-short* das anomalias eram econômica e estatisticamente significativos, inclusive sob os efeitos do sentimento do investidor e da incerteza nos países emergentes. Em seguida, descreveram-se os procedimentos para verificar como o *Factor Momentum* foi impactado pelo sentimento do investidor. Por fim, os efeitos da incerteza foram adicionados aos testes, para

analisar o momento do fator no contexto dos países emergentes.

### 3.3 MODELOS E TESTES

Depois de selecionadas as anomalias, apresentam-se os modelos de precificação de ativos que foram utilizados nesta pesquisa. Inicia-se descrevendo o processo de formação das carteiras com base no retorno *long-short* das anomalias. Em seguida, descrevem-se as especificações de cada modelo e os respectivos fatores necessários para implementá-los. Por fim, apresentam-se os procedimentos para construção do índice de Sentimento do Investidor Específico da Firma (SIEF) e o processo de coleta e tratamento da variável de incerteza da política econômica dos países emergentes da América Latina.

#### 3.3.1 Retorno *Long-Short* das Anomalias

A primeira métrica desenvolvida consistiu no cálculo dos retornos *long-short* das anomalias. Assim, para cada um dos fatores apresentados no Quadro 1, no mês de junho de cada ano  $t$ , as ações foram classificadas em ordem decrescente de valor com base em cada uma das anomalias, e divididas em três carteiras baseadas nos tercís, com os pontos de corte nos percentis  $0 < p \leq 30\%$  para os tercís *low* (L), nos percentis  $30\% < p \leq 70\%$  para o tercís *Neutro* (N) e os percentis  $70\% < p \leq 100\%$  para os tercís *high* (H).

Na sequência, foram construídas estratégias *long-short* com base nos tercís extremos, com a posição comprada (*Long*) no tercís de maior desempenho da anomalia e a posição vendida (*Short*) no tercís de menor desempenho. Para isso, foram consideradas as evidências empíricas já consolidada na literatura que definiram as relações dos fatores com o retorno médio das ações. Assim, por exemplo, para a anomalia de momento, os vencedores anteriores foram classificados no tercís superior e os perdedores anteriores no tercís inferior, como proposto por Jegadeesh e Titman (1993). Já para anomalia de crescimento dos ativos, as ações de baixo crescimento foram classificados no tercís superior e as ações de alto crescimento dos ativos no tercís inferior, pois estudos anteriores (Cooper; Gulen; Schill, 2008) mostraram que as empresas de baixo crescimento nos ativos ganham retornos significativamente mais elevados

Quadro 1: Lista de Anomalias e Fatores

Categoria	Anomalia	Procedimento
<b>Valor versus Crescimento</b>		
<i>Book-to-Market</i> (BM)	Rosenberg, Reid e Lanstein (1985)	O valor contábil do Patrimônio Líquido em dezembro de $t - 1$ dividido pelo valor de mercado do patrimônio líquido em dezembro de $t - 1$ .
Lucro/Preço (LP)	Basu (1983)	Lucro por ação em dezembro de $t - 1$ dividido pelo preço por ação em $t - 1$ .
Fluxo de Caixa/Preço (FCP)	Rosenberg, Reid e Lanstein (1985)	Lucro Antes de Juros, Impostos, Depreciação e Amortização (EBITDA) por o Valor de Mercado em dezembro de $t - 1$ .
Crescimento nas Vendas CVD)	Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994)	Crescimento anual nas vendas.
Dívida/PL (DPL)	Bhandari (1988)	Passivo Total dividido pelo Patrimônio Líquido.
<b>Investimento</b>		
Crescimento no Ativo Total (INV)	Cooper, Gulen e Schill (2008)	Variação do Ativo Total entre $t - 2$ e $t - 1$ dividida pelo Ativo Total em $t - 2$ .
Crescimento nos Investimentos (CIN)	Abarbanell e Bushee (1998)	Taxa de crescimento nas despesas de capital (CAPEX) de dezembro do ano $t - 2$ até o final de dezembro de $t - 1$ .
Crescimento nos Estoques (CES)	Thomas e Zhang (2002)	Taxa de crescimento dos Estoques no final de dezembro de $t - 2$ até $t - 1$ .
<i>Accruals</i> Operacionais (ACC)	Sloan (1996)	<i>Accruals</i> Operacionais mensurado pela abordagem de balanço.
Alavancagem Operacional (AOP)	Novy-Marx (2011)	Soma das Despesas Administrativas com os Custo dos Produtos Vendidos (CPV) dividida pelo AT.
<b>Rentabilidade</b>		
Retorno sobre o PL (ROE)	Haugen; Baker (1996)	O Lucro Líquido em $t - 1$ dividido pelo patrimônio líquido em $t - 1$ .
Retorno sobre Ativos (ROA)	Chen e Zhang (2010)	Lucros Antes de Juros e Impostos (EBIT) em $t - 1$ dividido pelos ativos operacionais em $t - 1$ .
Lucro Bruto sobre Ativos (LBA)	Novy-Marx (2013)	Lucro Bruto em $t - 1$ dividido pelo Ativo Total $t - 1$ .
Fundamental Score (FSC)	Piotroski (2000)	FScore mede a qualidade ou força financeira da empresa, usando-se nove sinais binários para medir lucratividade, liquidez e eficiência operacional.
Margem Bruta por Vendas (CMB)	Abarbanell e Bushee (1988)	Crescimento da Receita de Vendas menos o CPV, dividido pela variação percentual da Receita.
<b>Atritos Comerciais</b>		
Valor de Mercado (ME)	Banz (1981)	Logaritmo do VM mensal definido pelo Preço da Ação vezes as Ações em Circulação.
Volatilidade Total (TVOL)	Ang <i>et al.</i> (2006)	Desvio Padrão dos retornos diários nos últimos 12 meses.
Apostando Contra o Beta (BAB)	Frazzini; Pedersen (2014)	Razão entre as volatilidades da ação e do mercado, vezes a correlação entre elas.
Beta CAPM (BETA)	Fama e MacBeth (1973)	Coefficiente $\beta$ da regressão entre o retorno em excesso e o retorno do mercado (janela de 60 meses).
Volatilidade do Turnover (VTUR)	Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001)	Desvio padrão do <i>Turnover</i> (Vol/AcEmCircul) nos últimos 36 meses.
<b>Momento</b>		
Lucros Inesperados (SUE)	Foster <i>et al</i> (1984)	Lucro por ação ( $EPS_t$ ) menos o $EPS_{12}$ - <i>Drift</i> , escalado pelo desvio-padrão. <i>Drift</i> é a média de $EPS - EPS_{12}$ dos últimos dois anos.
Momento (MOM)	Jegadeesh e Titman (1993)	Retorno das ações entre os meses $t - 12$ e $t - 1$ .
Momento 6 Meses (MOM6)	Jegadeesh e Titman (1993)	Retorno das ações entre os meses $t - 6$ e $t - 1$
Alta 52 semanas (AL52)	George e Hwang (2004)	O valor mais alto dentre os preços máximos diários durante os últimos 365 dias do calendário
Mom Intermediário (MINT)	Novy-Marx (2011)	Retorno das ações entre os meses $t - 12$ e $t - 6$

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Machado, Faff e Silva (2017).

do que as empresas de alto crescimento nos ativo. Finalmente, os retornos médios mensais foram calculados, ponderado pelo valor, para o período de julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de cada ano  $t$ .

Para os fatores usados nos modelos de precificação de ativos, no mês de junho de cada ano  $t$ , classificaram-se todas as empresas da amostra de acordo com as variáveis de interesse. Em seguida, foram criados os portfólios  $2 \times 3$ , com a interseção entre a variável tamanho da empresa, definido pelo logaritmo do valor de mercado no final do mês de junho do ano  $t$ , e o correspondente atributo contábil (ou de mercado), mensurado no final do ano  $t - 1$ . Para o fator tamanho, optou-se pela divisão em *small* (S) e *big* (B), considerando-se a mediana da variável, e para os demais fatores, dividiu-se em tercís, com os pontos de corte nos percentis  $0 < p \leq 30\%$  para os tercís *low* (L), nos percentis  $30\% < p \leq 70\%$  para o tercís *Neutro* (N) e os percentis  $70\% < p \leq 100\%$  para os tercís *high* (H).

Finalmente, definiram-se as estratégias *long-short* como sendo a diferença entre os tercís de maior desempenho (H) e o tercís de menor desempenho (L) de cada fator. Com isso, foram construídos os seguintes fatores: Mercado (MKT), Tamanho - *Small Minus Big* (SMB), Valor - *High Minus Low* (HML), Momento - *Winner minus Loser* (WML), Rentabilidade - *Robust Minus Weak* (RMW), liquidez - *Low minus High* (LMH), Investimentos - *Conservative Minus Aggressive* (CMA), *Market Equity* (ME), Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE) e Investimentos por Ativos (IPA) em relação aos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Perú, no período 2010 a 2022.

Com base nesses fatores, os interceptos ( $\alpha_s$ ) das carteiras *Spreads* na frequência mensal foram estimados pelos modelos CAPM, Modelo Três Fatores de Fama e French (FF3), Modelo Quatro Fatores de Carhart (C4), Modelo Cinco Fatores de Fama e French (FF5), Modelo q-Fator (QF) e Modelo Keene e Peterson (KP), que tem apresentado consistentes resultados para o mercado brasileiro (Machado, 2009; Machado; Faff; Silva, 2017). Assim, com base na significância estatística dos interceptos desses modelos, definiram-se a existência das anomalias e a capacidade de o modelo de precificação empiricamente explicá-las.

### 3.3.2 Modelos de Precificação de Ativos

O primeiro modelo aplicado foi o clássico CAPM, representado pela Equação 2, assumindo-se que os retornos esperados dependem apenas da exposição ao risco de mercado.

$$E[R_{c,t}] - R_{f,t} = \hat{\alpha}_{\text{CAPM}} + \hat{\beta}_{\text{CAPM}}[E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \hat{\epsilon}_{t,\text{CAPM}} \quad (2)$$

Em que  $E[R_{c,t}]$  é o retorno esperado da carteira  $c$  no mês  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a *proxy* para a taxa livre de risco definida pela taxa básica de juros da economia de cada país no mês  $t$ ;  $E(R_{m,t}) - R_{f,t}$  é valor esperado do prêmio de risco do mercado, com  $R_{m,t}$  estimando o retorno do mercado no mês  $t$ ;  $\hat{\alpha}_{\text{CAPM}}$  é o coeficiente estimado da regressão;  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$  é o beta de mercado da carteira  $c$  medindo a sensibilidade do retorno da carteira em relação ao retorno do mercado;  $\hat{\epsilon}_{t,\text{CAPM}}$  é o termo de erro aleatório.

Fama e French (1996b) entendem que o  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$  não é suficiente para explicar o retorno médio das carteiras, evidenciando as anomalias quando o intercepto  $\hat{\alpha}_{\text{CAPM}}$  estimado na Equação 2 for significativamente diferente de zero. Nesse sentido, Fama e French (1996a) argumentam que muitas dessas anomalias originadas no modelo CAPM podem ser capturadas pelo modelo FF3 (Fama; French, 1993). Assim, o retorno esperado de uma carteira em excesso a uma taxa livre de risco,  $[E(R_{c,t}) - R_{f,t}]$ , pode ser explicado pela sensibilidade de seu retorno a três fatores: (a) o excesso de retorno em uma ampla carteira de mercado ( $R_{m,t} - R_{f,t}$ ); (b) a diferença entre o retorno de uma carteira composta por pequenas e grandes ações (*SMB - Small Minus Big*); e (c) a diferença entre o retorno de uma carteira de ações com alto BM e o retorno de uma carteira de ações com baixo BM (*HML - High Menos Low*).

Nesse sentido, com o objetivo de verificar a validade dessa assertiva para os países emergentes da América Latina, definiu-se o modelo de três fatores (FF3), conforme disposto na Equação 3.

$$E(R_{c,t}) - R_{f,t} = \hat{\alpha}_{\text{FF3}} + \hat{\beta}_{\text{FF3}}[E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \hat{s}_{\text{FF3}}(\text{SMB})_t + \hat{h}_{\text{FF3}}(\text{HML})_t + \hat{\epsilon}_{t,\text{FF3}} \quad (3)$$

Em que  $R_{c,t}$  é o retorno da carteira  $c$  no mês  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a *proxy* para a taxa livre de risco definida pela taxa básica de juros da economia de cada país no mês  $t$ ;  $R_{c,t} - R_{f,t}$  é o retorno da carteira em excesso;  $R_{m,t}$  é o retorno do mercado no mês  $t$ ;  $R_{m,t} - R_{f,t}$  é o prêmio de risco

de mercado;  $SMB_t$  e  $HML_t$  são, respectivamente, os fatores tamanho, *book-to-market* (BM), referentes ao mês  $t$ ;  $\hat{\alpha}_{FF3}$ ,  $\hat{\beta}_{FF3}$ ,  $\hat{s}_{FF3}$  e  $\hat{h}_{FF3}$  são os coeficientes estimados das regressões; e  $\hat{\epsilon}_{t, FF3}$  é o termo de erro aleatório.

Segundo Fama e French (1996a), o modelo apresentado na Equação 3 parece capturar grande parte da variação *cross-sectional* nos retornos médios das ações. Dessa forma, espera-se que o modelo FF3 apresentando intercepto igual a zero esteja descrevendo parcimoniosamente os retornos dos fatores descritos no Quadro 1 e, assim, absorvendo a maioria das anomalias que não passaram pelo teste do CAPM. Entretanto, Fama e French (1996a) destacam a incapacidade de o modelo FF3 explicar a anomalias do momento.

Assim, para complementar a análise das anomalias e acrescentar o efeito momento no estudo, utilizou-se o modelo de quatro fatores elaborado por Carhart (1997) que, a partir do modelo de três fatores de Fama e French (1993), adicionou um fator capaz de capturar a anomalia de momento identificada por Jegadeesh e Titman (1993), incorporando ao FF3 o fator WML, como pode ser observado na Equação 4.

$$E(R_{c,t}) - R_{f,t} = \hat{\alpha}_{c4} + \hat{\beta}_{c4}[E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \hat{s}_{c4}(SMB)_t + \hat{h}_{c4}(HML)_t + \hat{w}_{c4}(WML)_t + \hat{\epsilon}_{t,c4} \quad (4)$$

Em que  $R_{c,t}$  é o retorno da carteira  $c$  no mês  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a *proxy* para a taxa livre de risco definida pela taxa básica de juros da economia de cada país no mês  $t$ ;  $R_{c,t} - R_{f,t}$  é o retorno da carteira em excesso;  $R_{m,t}$  é o retorno do mercado no mês  $t$ ;  $R_{m,t} - R_{f,t}$  é o prêmio de risco de mercado;  $SMB_t$  e  $HML_t$  e  $WML_t$  são, respectivamente, os fatores tamanho, *book-to-market* (BM) e momento, referentes ao mês  $t$ ;  $\hat{\alpha}_{c4}$ ,  $\hat{\beta}_{c4}$ ,  $\hat{s}_{c4}$ ,  $\hat{h}_{c4}$  e  $\hat{w}_{c4}$  são os coeficientes estimados das regressões; e  $\hat{\epsilon}_{t,c4}$  é o termo de erro aleatório. Espera-se que o modelo de quatro fatores (Carhart, 1997), expresso pela Equação 4, contenha intercepto igual a zero para melhor explicar o retorno dos fatores descritos no Quadro 1.

Complementando a análise da significância estatística e econômica das anomalias, utilizou-se também o modelo de cinco fatores (Fama; French, 2015). Como se sabe, Fama e French (2015) adicionaram, ao modelo FF3, dois fatores representando Rentabilidade (*Robust Minus Weak*) e os padrões de Investimento nos retornos (*Conservative Minus Aggressive*), conforme Equação 5.

$$E(R_{c,t}) - R_{f,t} = \hat{\alpha}_{FF5} + \hat{\beta}_{FF5}[E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \hat{s}_{FF5}(SMB)_t + \hat{h}_{FF5}(HML)_t + \hat{r}_{FF5}(RMW)_t + \hat{c}_{FF5}(CMA)_t + \hat{\epsilon}_{t,FF5} \quad (5)$$

Em que  $R_{c,t}$  é o retorno da carteira  $c$  no mês  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a *proxy* para a taxa livre de risco definida pela taxa básica de juros da economia de cada país no mês  $t$ ;  $R_{c,t} - R_{f,t}$  é o retorno da carteira em excesso;  $R_{m,t}$  é o retorno do mercado no mês  $t$ ;  $R_{m,t} - R_{f,t}$  é o prêmio de risco de mercado;  $SMB_t$  e  $HML_t$ ,  $RMW_t$  e  $CMA_t$  são, respectivamente, os fatores tamanho, *book-to-market* (BM), rentabilidade (RMW) e os padrões de investimento (CMA), referentes ao mês  $t$ ;  $\hat{\alpha}_{FF5}$ ,  $\hat{\beta}_{FF5}$ ,  $\hat{s}_{FF5}$ ,  $\hat{h}_{FF5}$ ,  $\hat{r}_{FF5}$  e  $\hat{c}_{FF5}$  são os coeficientes estimados das regressões; e  $\epsilon_{t,FF5}$  é o termo de erro aleatório.

Justifica-se a utilização do modelo de cinco fatores (FF5) por considerar o argumento de Fama e French (2016), quando destacam que a utilização desse modelo pode reduzir o número de anomalias identificadas nos testes do modelo de três fatores (Fama; French, 1993). A razão, segundo esses autores, pode ser em função da própria redução no retorno das anomalias quando observadas pelo modelo FF5 ou porque o retorno das anomalias identificadas no FF3 estejam sujeitas a semelhante exposição aos risco dos cinco fatores.

Outra abordagem empregada foi o modelo de QF proposto por Hou, Xue e Zhang (2015). Segundo esses autores, esse modelo foi construído para explicar os retornos médios das ações para as anomalias que se mostravam desafiadoras para o modelo de Fama e French (2015). Assim, inspirados na precificação de ativos baseada em investimentos, definiram os seguintes fatores: risco de mercado, valor de mercado ( $ME$ ), retorno sobre patrimônio líquido ( $ROE$ ) e investimentos por ativos ( $IPA$ ). Formalmente, o modelo empírico pode ser representado pela Equação 6.

$$R_t^i - R_t^f = \hat{\alpha}_{QF}^i + \hat{\beta}_{MKT_{QF}}^i MKT_t + \hat{\beta}_{ME_{QF}}^i R_{ME,t} + \hat{\beta}_{IPA_{QF}}^i R_{IPA,t} + \hat{\beta}_{ROE_{QF}}^i R_{ROE,t} + \hat{\epsilon}_{QF}^i \quad (6)$$

Em que  $R_t^i - R_t^f$  é o retorno de um ativo em excesso a uma taxa livre de risco;  $R_{f,t}$  é a *proxy* para a taxa livre de risco definida pela taxa básica de juros da economia de cada país no mês  $t$ ;  $MKT_t$  é o excesso de retorno do mercado;  $R_{ME,t}$  é a diferença entre o retorno de uma

carteira de ações de pequeno porte e o retorno de uma carteira de ações de grande porte;  $R_{IPA,t}$  é a diferença entre o retorno de uma carteira de ações de baixo investimento e o retorno de uma carteira de ações de alto investimento;  $R_{ROE,t}$  é a diferença entre o retorno de uma carteira de ações com alto retorno sobre os ativos (ROE) e o retorno de uma carteira de ações de baixo retorno sobre os ativos;  $\hat{\alpha}_{QF}^i$ ;  $\hat{\beta}_{MKT_{QF}}^i$ ,  $\hat{\beta}_{ME_{QF}}^i$ ,  $\hat{\beta}_{IPA_{QF}}^i$  e  $\hat{\beta}_{ROE_{QF}}^I$  são os coeficientes estimados das regressões associados a cada um dos fatores; e  $\hat{\epsilon}_{QF}^i$  é o termo de erro aleatório. Para que o modelo seja bem especificado,  $\hat{\alpha}_{QF}^i$  deve ser econômica e estatisticamente insignificante, com valor próximo a zero.

Finalmente, considerando as proposições apontadas por Machado (2009) e Machado, Faff e Silva (2017), empregou-se o modelo de Keene e Peterson (2007), definido na Equação 7, que tem gerado resultados bastante significativos para o mercado brasileiro ao considerar o efeito da liquidez ( $LMH_t$ ) sobre o contexto dos outros fatores definidos no modelo de Carhart (1997).

$$E(R_{c,t}) - R_{f,t} = \hat{\alpha}_{KP} + \hat{\beta}_{KP}[E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \hat{s}_{KP}(SMB)_t + \hat{h}_{KP}(HML)_t + \hat{w}_{KP}(WML)_t + \hat{l}_{KP}(LMH)_t + \hat{\epsilon}_{t,KP} \quad (7)$$

Em que  $R_{c,t}$  é o retorno da carteira  $c$  no mês  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a *proxy* para a taxa livre de risco definida pela taxa básica de juros da economia de cada país no mês  $t$ ;  $R_{c,t} - R_{f,t}$  é o retorno da carteira em excesso;  $R_{m,t}$  é o retorno do mercado no mês  $t$ ;  $R_{m,t} - R_{f,t}$  é o prêmio de risco de mercado;  $SMB_t$  e  $HML_t$ ,  $WML_t$  e  $LMH_t$  são, respectivamente, os fatores tamanho, *book-to-market* (BM), momento e liquidez, referentes ao mês  $t$ ;  $\hat{\alpha}_{KP}$ ,  $\hat{\beta}_{KP}$ ,  $\hat{s}_{KP}$ ,  $\hat{h}_{KP}$ ,  $\hat{w}_{KP}$  e  $\hat{l}_{KP}$  são os coeficientes estimados das regressões; e  $\hat{\epsilon}_{t,KP}$  é o termo de erro aleatório. Novamente, espera-se um  $\hat{\alpha}_{KP}$ , econômica e estatisticamente, não significativo para testar a especificação do modelo e verificar a condição de existência das anomalias.

Em síntese, os seis modelos comparados neste estudo incorporam um total de dez fatores: MKT, SMB, HML, WML, RMW,  $LMH$ , CMA,  $R_{ME}$ ,  $R_{ROE}$  e  $R_{IPA}$ . O fator de risco de mercado, MKT, é calculado como o excesso de retorno sobre a taxa básica de juros da economia de cada país, definida como *proxy* para a taxa livre de risco. Para calcular os demais fatores, as empresas foram classificadas de acordo com o fator Tamanho (valor total de mercado da firma), sua relação *Book-to-Market* (logaritmo natural da razão entre o Valor Contábil do Patrimônio

Líquido e o Valor de Mercado da firma), *momentum* (retorno acumulado nos meses  $t - 12$  a  $t - 2$ ), Rentabilidade (razão entre o Lucro Operacional e o Patrimônio Líquido, como proposto por Novy-Marx (2013)), Investimento (variação percentual nos ativos totais em  $t - 1$  em relação aos últimos 12 meses), *Market Equity* (logaritmo natural do valor de mercado da firma no final do ano  $t - 1$ ), Retorno sobre o Patrimônio Líquido (razão entre Lucro líquido e valor contábil do Patrimônio Líquido), Investimento em relação aos Ativos (soma da variação anual no Ativo Imobilizado, líquido da depreciação acumulada, e a variação anual nos Estoques, dividida pelo Ativo Total em  $t - 1$ ), Liquidez (média móvel do volume mensal negociado nos últimos 12 meses).

Em junho de cada ano  $t$ , as empresas foram categorizadas com base na mediana do valor de mercado em  $t - 1$ . O BM referente à  $t - 1$  foi classificado em tercís para todas as empresas. Das classificações  $2 \times 3$  dessas variáveis, foram construídas seis carteiras (SG, SN, SV, BG, BN e BV) em que B e S indicam Grande (*Big*) e Pequeno (*Small*) e G, N e V representam Crescimento (*Growth*), Neutro (*Neutral*) e Valor (*Value*), respectivamente. Em seguida, foram calculados os retornos mensais, ponderados por valor para todas as carteiras, observando-se, por exemplo, para o fator de tamanho (SMB), a média dos retornos das três carteiras de empresas Pequenas nas classificações de  $2 \times 3$ , menos a média dos retornos das três carteiras de empresas Grandes. Para o cálculo do retorno no fator Valor (HML), considerou-se a diferença entre a média dos retornos das carteiras de Valor (BV, SV) e a média dos retornos das carteiras de Crescimento (BG, SG). Os demais fatores seguiram essa mesma abordagem, observando-se evidências empíricas que indicam a direção na qual o fator é capaz de prever o retorno das ações.

Após serem exibidos os modelos de precificação de ativos, nos tópicos seguintes, apresentam-se os procedimentos estatísticos e econométricos referentes ao desenvolvimento do *Primeiro Objetivo Específico* desta tese, no qual foi definido com base na primeira hipótese proposta neste estudo.

### 3.3.3 Sentimento do Investidor Específico da Firma

Nesta etapa da pesquisa, examinou-se o impacto do sentimento do investidor sobre o retorno *cross-sectional* das anomalias. Embora evidências empíricas apontadas por Stambaugh, Yu e Yuan (Stambaugh; Yu; Yuan, 2012), utilizando o sentimento do investidor agregado

proposto por Baker e Wurgler (2006), indicarem que o sentimento tem influência significativa sobre o retorno *cross-sectional* das anomalias, algumas das *proxies* para sentimento, por exemplo, descontos de fundos fechados (*closed-end fund discounts*) e dados de IPO, não estão prontamente disponíveis em mercados emergentes (Seok; Cho; Ryu, 2019b). Além disso, medidas agregadas não conseguem capturar com precisão o sentimento do investidor em nível de firma, com características bastante diferentes (Seok; Cho; Ryu, 2019b).

Assim, foi utilizado um índice de sentimento do investidor elaborado com base nas características específicas das firmas. Seguindo-se a metodologia proposta por Seok, Cho e Ryu (2019b), o índice de Sentimento do Investidor Específico da Firma (SIEF) foi estimado a partir da Análise de Componentes Principais (ACP) de quatro *proxies* de sentimento: RSI, PLI, ATR e LTV.

**Índice de Força Relativa** (*Relative Strength Index*): representa a força relativa da pressão crescente e decrescente no preço da ação, indicando se a ação está com pressão de venda (*oversold*) ou de compra (*overbought*). Chong e Ng (2008) consideram que uma ação pode ser considerada *overbought* quando seu RSI estiver acima de 70 e *oversold* quando o RSI estiver abaixo de 30. Com o RSI maior do que 50, tem-se um sinal de alta. Por outro lado, o título pode ser considerado em baixa quando o RSI estiver menor do que 50.

O Índice de Força Relativa foi calculado, conforme Equação 8, fazendo-se a divisão entre os ganhos do período de alta e as perdas do período de baixa, considerando-se um período predeterminado de catorze dias, como proposto por Chong e Ng (2008).

$$RSI_{i,t} = \left[ \frac{RS_{i,t}}{1 + RS_{i,t}} \right] \times 100, \quad \text{com} \quad RS_{i,t} = \frac{\sum_{k=0}^{13} \max(P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}, 0)}{\sum_{k=0}^{13} \max(P_{i,t-k-1} - P_{i,t-k}, 0)} \quad (8)$$

Em que  $RSI_{i,t}$  corresponde ao Índice de Força Relativa, representando a força relativa da pressão crescente e decrescente sobre o preço da ação e indicando se a ação está sobrevenida ou sobrecomprada;  $RS_{i,t}$  refere-se à força relativa com base nos preços de fechamento  $P_{i,t}$  da ação  $i$  no período  $t$ .

**Índice de Linha Psicológica** (*psychological line index*) foi usado como indicador das condições de mercado ao capturar o número de movimentos ascendentes e descendentes no curto prazo e por indicar a estabilidade psicológica dos investidores. A Equação 9 apresenta o procedimento de estimação dessa variável para o período de 12 pregões:

$$PLI_{i,t} = \left[ \sum_{k=0}^{11} \left\{ \frac{\max(P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}, 0)}{P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}} \right\} / 12 \right] \times 100 \quad (9)$$

Em que  $PLI_{i,t}$  refere-se ao Índice de Linha Psicológica, usado como indicador das condições e do momento do mercado;  $\max(P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}, 0)$  corresponde ao maior valor entre a diferença de preços de fechamento  $P_i$  nos períodos  $t - k$  e  $t - k - 1$  e o preço  $P_i = 0$ , adotando-se como período de análise, 12 dias de negociações;  $P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}$  representando o parâmetro da diferença nos preços entre os períodos  $t - k$  e  $t - k - 1$  para capturar o número de movimentos de preços de curto prazo ascendentes ou descendentes e, assim, identificar a estabilidade psicológica dos investidores.

**Taxa de Rotatividade Ajustada** (*adjusted turnover rate*): reflete a liquidez do mercado conforme o sentimento do investidor for otimista ou pessimista. Assim, uma alta ATR indica maior atividade comercial e, por conseguinte, revela as expectativas otimistas dos investidores em relação aos preços das ações (Seok; Cho; Ryu, 2019b). Para calcular a Taxa de Rotatividade Ajustada (ATR), faz-se a divisão entre o volume negociado das ações da empresa  $i$ , pelo número de ações em circulação dessa empresa, ajustando-se ao retorno de suas ações no período analisado, conforme Equação 10.

$$ATR_{i,t} = \frac{V_{i,t}}{NAC_{i,t}} \times \frac{R_{i,t}}{|R_{i,t}|} \quad (10)$$

Em que  $ATR_{i,t}$  corresponde à Taxa de Rotatividade Ajustada da empresas  $i$  no período  $t$ ;  $V_{i,t}$  é o volume negociado das ações  $i$  no tempo  $t$ ;  $NAC_{i,t}$  é o número de ações em circulação da empresa  $i$  no tempo  $t$ ;  $R_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}$  é o retorno da ação  $i$  no período  $t$ ; e  $|R_{i,t}|$  é o módulo o retorno da empresa  $i$  no mesmo período  $t$ .

**Logaritmo do Volume Negociado** (LTV): o volume de negociação também corresponde a uma medida da liquidez e pode revelar a opinião do investidor sobre o mercado de ações (Baker; Stein, 2004). Calculou-se o LTV pelo logaritmo do volume de negociação  $V_{i,t}$  da ação  $i$  no tempo  $t$ , conforme Equação (11).

$$LTV_{i,t} = \ln(V_{i,t}) \quad (11)$$

Definidas as variáveis que compõem o índice de Sentimento do Investidor Específico da Firma (SIEF), e seguindo o modelo especificado em Kim, Ryu e Yang (2021), foi obtido o primeiro componente principal ( $F_{i,j}^1$ ) de cada *proxy*  $j$  para cada ação  $i$ , conforme Equação 12.

$$CS_{i,t} = F_{i,RSI} \cdot RSI_{i,t} + F_{i,PLI} \cdot PLI_{i,t} + F_{i,ATR} \cdot ATR_{i,t} + F_{i,LTV} \cdot LTV_{i,t} \quad (12)$$

Em que  $CS_{i,t}$  é o fator de sentimento comum;  $RSI_{i,t}$ ,  $PLI_{i,t}$ ,  $ATR_{i,t}$  e  $LTV_{i,t}$  são, respectivamente, o Índice de Força Relativa, o Índice de Linha Psicológica, a Taxa de Rotatividade Ajustada e o Logaritmo do Volume Negociado, utilizados como *proxies* para o sentimento do investidor específico da firma;  $F_{i,RSI}$ ,  $F_{i,PLI}$ ,  $F_{i,ATR}$  e  $F_{i,LTV}$  são as respectivas cargas fatoriais inerentes às *proxies* para o sentimento do investidor. Com isso, Equação 12 mostra que o fator de sentimento comum ( $CS_{i,t}$ ) é a soma linear do produto de cada *proxy* ( $RSI_{i,t}$ ,  $PLI_{i,t}$ ,  $ATR_{i,t}$ ,  $LTV_{i,t}$ ) e o correspondente  $F_{i,j}$ .

Seok, Cho e Ryu (2019b) destacam a necessidade de serem construídas *proxies* ortogonalizadas para mitigar a dependência comum de cada variável. Para essa finalidade, utilizou-se o procedimento apresentado por Kumar e Lee (2006), e adotado por outros autores (Kim; Ryu; Yang, 2021; Seok; Cho; Ryu, 2019a), quando observaram que uma *proxy* de sentimento do investidor pode relacionar-se com fator de mercado. Assim, regrediram o sentimento contra o excesso de retorno do mercado para remover o componente comum na demanda líquida do investidor, devido aos movimentos gerais do mercado. Seguindo essa metodologia, foram adotados os resíduos da regressão ( $\varepsilon_{k,it}$ ), apresentada na Equação 13, como *proxy* para o SIEF, que, doravante, será considerado o sentimento do investidor específico da firma ortogonalizado.

$$CS_{i,t} = b_0 + b_1 MKT_t + \varepsilon_{k,it} \quad (13)$$

Em que  $MKT_t = R_{m,t} - R_{f,t}$  é o excesso de retorno de mercado, com  $R_{m,t}$  correspondendo ao retorno do mercado no mês  $t$  e  $R_{f,t}$  a taxa básica de juros da economia de cada país utilizada como *proxy* para a taxa livre de risco no mês  $t$ ;  $\varepsilon_{k,it}$  são os resíduos da regressão empregados como *proxy* para o sentimento do investidor específico da firma SIEF ortogonalizado.

### 3.3.4 Índice de Incertezas da Política Econômica

A incerteza no mercado Latino-americano foi estudada por meio do índice de Incerteza da Política Econômica (*Economic Policy Uncertainty*), que tem sido amplamente utilizado em pesquisas com anomalias do retorno médio das ações (Al-Thaqeb; Algharabali, 2019; Goel *et al.*, 2021; Gu *et al.*, 2021; Liu; Zhang, 2015; Shahzad *et al.*, 2017) desde que foi elaborado por Baker, Bloom e Davis (2016). Esse indicador foi desenvolvido com base na frequência de cobertura jornalística para capturar a incerteza sobre quem tomou decisões sobre política econômica, quais ações foram elaboradas e quando elas serão adotadas (Baker; Bloom; Davis, 2016).

Embora esse indicador esteja disponível para diversos países, incluindo-se os emergentes Brasil, Chile, Colômbia e México, não havia informações relativas ao mercado peruano nas bases divulgadas por Baker, Bloom e Davis (2016). Em vista disso, o EPU para este país foi obtido na base de dados disponibilizada pelo *Banco de España* (2022) e elaborado com base em Ghirelli, Pérez e Urtasun (2021) e Andres-Escayola *et al.* (2022), seguindo a metodologia proposta por Baker, Bloom e Davis (2016).

O Quadro 2 apresenta em detalhes a construção do EPU para cada país da amostra. Como pode ser observado, os índices foram elaborados a partir da contagem de artigos publicados em cada jornal no período de um mês, contendo as palavras-chave definidas pelos autores. Em segundo lugar, ajustou-se essa contagem por proporção de matérias publicadas pelo jornal naquele mês, ou seja, dividindo-a pelo total de artigos publicados e escalonando-a pelo desvio-padrão. Adicionalmente, calculou-se a média das séries padronizadas em cada país para gerar um índice agregado. Finalmente, redimensionou-se o índice resultante para manter a escala de 100, permitindo a homogeneidade entre os países.

**Quadro 2:** Detalhamento dos índices EPU em cada país da amostra.

País	Jornais	Palavras-chave
Brasil	Folha de São Paulo, a partir de janeiro de 1991.	Contou-se o número de artigos em cada mês contendo os termos: (a) Incerteza: incerto ou incerteza, (b) Economia: econômico ou economia; (c) Política: regulação, déficit, orçamento, imposto, banco central, alvorada, planalto, congresso, senado, câmara dos deputados, legislação, lei, tarifa.
Chile	<i>El Mercurio</i> e <i>La Segunda</i> , a partir de janeiro de 1993.	Contou-se, mensalmente, o número de artigos com um ou mais dos seguintes termos: (a) Incerteza: Incierto ou incertidumbre; (b) Economia: economía ou económico/a ou economista/s; (c) Política: política, impuesto/s, regulación ou recaudación, reforma, congresso, senado, diputado/a, gasto fiscal, gasto público, deuda publica, presupuesto fiscal, Banco Central, ministerio de hacienda. Em razão de ser mais de um jornal, houve uma padronização dos índices EPU pelos seus desvios-padrão.
Colômbia	<i>El Tiempo</i> , a partir de 2000.	Usou-se os termos equivalentes em espanhol para os seguintes conjuntos: (a) Economia: qualquer palavra iniciada com “econ”; (b) Política: política, político, governo, imposto, reforma, déficit fiscal, dívida pública, gasto público, Congreso, crise, Banco da República, Ministério da Fazenda, corrupção, paz, conflito, subsídio; (c) Incerteza: incerteza, incerto; (d) Colômbia: qualquer palavra que comece com “Colômbia”.
México	<i>El Norte</i> e <i>Reforma</i> , a partir de janeiro de 1996, e <i>Mural</i> , a partir de janeiro de 1999.	Mensalmente, foram contados um ou mais dos seguintes termos: (a) Economia: econômica e economia; (b) Política: regulación, regulaciones, deficit, deficits, presupuesto, presupuestos, Banco de México, BdeM, Banxico, Los Pinos, Congreso General, senado, Cámara de Diputados, legislación, legislaciones, ley, leyes, arancel, aranceles, imposto, tributación, impuestos, tributaciones, military, militares, guerra, guerras, la Fed, la Reserva Federal; Para incerteza: incierto e incertidumbre. Em razão de ser mais de um jornal, houve uma padronização dos índices EPU pelos seus desvios-padrão
Peru	<i>El comercio</i> , <i>La República</i> , <i>Gestión</i> , Andina: Agência peruana de notícias	Mensalmente, foram contados um ou mais dos seguintes termos equivalentes em espanhol: (c) Incerteza: incerto, incerteza/incertezas, instável, instabilidade/instabilidades, risco(s); (b) Economia: econômico(s), economia; (c) Política: o nome do banco central do país, o nome do local de trabalho do governo no país, parlamento, governo, reserva federal, tesouro, tarifa(s), déficit(s), orçamento(s), gastos públicos, teto da dívida, taxa(s) de câmbio, queda(s) cambial(es), dívida soberana, dívida pública, política/políticas fiscais, política/políticas monetárias, legislação, reforma(s), imposto(s), revisão, regra(s), norma(s), normativo, regulamento(s), lei(s). Em razão de ser mais de um jornal, houve uma padronização dos índices EPU pelos seus desvios-padrão

**Fonte:** Elaborado pelo autor, com base em EPU (2020).

### 3.4 MÉTODOS RELACIONADOS AO PRIMEIRO OBJETIVO ESPECÍFICO

Após definirem-se as variáveis utilizadas na pesquisa, descrevem-se os testes estatísticos e econométricos voltados para investigar o primeiro objetivo específico da tese. Esta fase da pesquisa teve como foco analisar as relações entre retorno das anomalias, sentimento do investidor e incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina, sob a premissa de que o retorno é impactado negativamente pelo sentimento do investidor e pela incerteza da política econômica (EPU).

#### 3.4.1 Testes Econométrico dos Retornos das Anomalias

O ponto de partida foi realizar um comparativo do desempenho dos modelos de precificação de ativos apresentados na seção 3.3.2, seguindo-se as diferentes abordagens propostas por Zaremba *et al.* (2021) e Berggrun, Cardona e Lizarzaburu (2023). Para isso, foram apresentadas as estatísticas descritivas dos retornos mensais nos fatores *High Minus Low* (ou portfólio 3 menos portfólio 1, ou seja,  $P3 - P1$ ) para os cinco grupos de anomalias: Valor *versus* Crescimento, Investimento, Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento, conforme descrição no Quadro 1.

Foram estimados o retorno médio mensal ( $\bar{R}$ ), o desvio padrão (SD) e o Índice de Sharpe (SR) para essas anomalias. Com base no ( $\bar{R}$ ), buscou-se identificar quais anomalias apresentaram maior rentabilidade média mensal ao longo do período. O desvio padrão foi utilizado como indicador da volatilidade da anomalia. Assim, um SD mais alto indicou maior variabilidade nos retornos e, portanto, maior risco. Finalmente, o índice de Sharpe, indicou a eficiência do retorno em relação ao risco. Dessa forma, um SR mais alto, indicou que, aquela anomalia, ofereceu melhor retorno ajustado ao risco. Procedimentos semelhantes foram realizados com os fatores dos modelos de precificação definidos na Seção 3.3.1: MKT, SMB, HML, WML, RMW, LMH, CMA,  $R_{ME}$ ,  $R_{ROE}$  e  $R_{IPA}$ .

Em seguida, foram realizadas regressões com o desempenho das anomalias contra os retornos dos fatores, usando-se cada um dos modelos de precificação para obter os coeficientes dos fatores em cada país, como apresentado em Fama e French (2012) e Cakici, Fabozzi, and Tan (2013) e outros. Entre os procedimentos empregados, incluiu-se o cálculo das médias dos

valores absolutos dos interceptos das regressões, a média dos erros-padrão dos interceptos com base no procedimento de Newey e West (1987) e os  $R^2$  médios das regressões.

Ao realizar o cálculo da média dos valores absolutos dos interceptos, que são os alfas das regressões ( $\hat{\alpha}$ ), buscou-se a avaliar a existência das anomalias no retorno *cross-section* das ações nos mercados emergentes da América Latina. Assim, ao observar interceptos significativos e diferentes de zero ( $\hat{\alpha} \neq 0$ ), sugere-se os modelos não conseguem explicar a existência dessas anomalias por, possivelmente, existir ineficiências no mercado, ou porque os existem fatores adicionais que não foram capturados pelos modelos (Fama; French, 1996a, 2012).

Numa segunda abordagem, analisou-se a capacidade dos diferentes modelos de precificação produzirem carteiras eficientes, com os alfas (interceptos das regressões) nas estratégias *long-short* das anomalias, simultaneamente iguais a zero para todos os portfólios definidos com base no Quadro 1. Nesse sentido, verificou-se a hipótese nula  $H_0 : \alpha = 0$  contra a hipótese alternativa  $H_1 : \alpha \neq 0$ , usando-se o teste GRS de Gibbons, Ross e Shanken (1989) definido na Equação 14.

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \left(\frac{T - N - L}{N - L - 1}\right) \left[ \frac{\hat{a}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{a}}{1 + \bar{\mu}' \hat{\Omega}^{-1} \bar{\mu}} \right] \quad (14)$$

Em que  $T$  é o tamanho da amostra,  $N$  é o número de carteiras a serem explicadas,  $L$  é o número de fatores explicativos,  $\hat{\alpha}$  é o vetor dos interceptos da regressão,  $\hat{\Sigma}$  é a matriz de covariância residual amostral e  $\hat{\Omega}$  é a matriz de covariância amostral dos fatores explicativos. Assumindo-se a hipótese nula de que todos os interceptos são iguais a zero, a estatística de teste GRS segue uma distribuição F com  $N$  graus de liberdade, por testar simultaneamente  $N$  interceptos das regressões, e  $T - N - L$  graus de liberdade para medir a variabilidade residual dentro dos portfólios, sob forte suposição de que os resíduos são independentes e identicamente distribuídos.

### 3.4.2 Retorno das Anomalias e Sentimento do Investidor

Depois de identificadas as anomalias do retorno *cross-sectional* nos países emergentes da América Latina, utilizou-se o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica

para verificar a influência dessas variáveis sobre o retorno das anomalias. Com isso, buscou-se analisar a primeira hipótese de pesquisa, na qual considera o retorno das anomalias, nos países emergentes da América Latina, como sendo impactado negativamente pelo sentimento do investidor, quando este for ajustado à incerteza.

Baseando-se nos trabalhos de Stambaugh, Yu e Yuan (2012) e Xavier e Machado (2017), foram criadas carteiras ponderadas por valor de mercado, para cada anomalia, e desenvolvidas estratégias *long-short* com os retornos mensais ( $R_{i,t}$ ), definidos pela diferença entre o retorno mensal de cada uma delas ( $R_{a,t}$ ) e o retorno do ativo livre de risco ( $R_{f,t}$ ). Em seguida, para avaliar a capacidade de o índice de sentimento prever retornos futuros, foi desenvolvida uma análise de regressão com o retorno das anomalias na condição de variável dependente, contra o sentimento do investidor como única variável explicativa, bem como incluindo-se os fatores dos modelos de precificação como variáveis de controle aos riscos, conforme observado na Equação 15:

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_{SIEF,i} + \hat{\beta}_{SIEF,i} SIEF_{i,t-1} + \hat{\gamma}_{SIEF,i} FFT_{i,t} + \hat{\epsilon}_{SIEF,i} \quad (15)$$

Em que  $R_{i,t} = R_{a,t} - R_{f,t}$  é o retorno *long-short* da anomalia  $i$  no mês  $t$ ;  $SIEF_{i,t-1}$  é o sentimento do investidor específico da firma;  $FFT_{i,t}$  são os retornos dos modelos fatoriais apresentados nas Equações de 2 a 7;  $\hat{\alpha}_{SIEF,i}$ ,  $\hat{\beta}_{SIEF,i}$  e  $\hat{\gamma}_{SIEF,i}$  são os parâmetros da regressão e  $\hat{\epsilon}_{SIEF,i}$  é o termo de erro aleatório.

Com base nesse procedimento, buscou-se verificar se os resultados da regressão do excesso de retornos, contra o índice do sentimento do investidor específico da firma defasado e os retornos contemporâneos dos fatores apresentados em cada um dos seis modelos de precificação, vistos no item 3.3.1, podiam indicar a capacidade de o sentimento do investidor prever os retornos das anomalias quando ajustado aos fatores de riscos. Assim, seguindo Stambaugh, Yu e Yuan (2012) e Xavier e Machado (2017), esperava-se que as anomalias fossem mais fortes após período de sentimento otimista, indicando uma relação positiva entre a rentabilidade de cada estratégia *long-short* e o sentimento do investidor.

Portanto, a partir desse modelo, esperava-se que o intercepto  $\hat{\alpha}_{SIEF,i}$ , representando o componente do retorno da anomalia que não foi explicado pelo sentimento do investidor e nem pelos modelos de fatores de risco, fosse significativamente igual a zero. Para o coeficiente  $\hat{\beta}_{SIEF,i}$ , ao indicar a força da relação entre o sentimento do investidor e os retornos das anomalias, foi

utilizada para verificar se o sentimento é um preditor significativo dos retornos anormais, após ajustes pelos fatores dos modelos de precificação. Portanto, o sinal do  $\hat{\beta}_{\text{SIEF},i}$  indicou a direção da influência do sentimento sobre o retorno. Assim, com o sentimento do investidor sendo positivo ( $\hat{\beta}_{\text{SIEF},i} > 0$ ), esperava-se retornos futuros maiores para uma anomalia específica.

### 3.4.3 Retorno das Anomalias e Incertezas

De modo semelhante ao desenvolvido na Seção 3.4.2, fez-se a análise da relação entre o retorno das anomalias e a incerteza. Para isso, substituiu-se na Equação 15 o sentimento do investidor pela variável EPU. Justifica-se essa abordagem seguindo entendimento de Aboura e Arisoy (2017), ao destacarem que portfólios classificados com relação ao tamanho e ao *Book-to-Market* apresentaram exposição significativa à incerteza. Gu *et al.* (2021) mostram que EPU prevê negativamente o efeito momento. Assim, como há indícios de não existir um consenso em relação ao papel da incerteza sobre as anomalias do retorno *cross-sectional*, ao ponto de Zhang (2019) argumentar que o mecanismo de transmissão entre EPU e preço dos ativos é complexo e implícito, com probabilidades de o EPU afetar os preços por meio do canal de sentimento do investidor, há um espaço para investigar como a interação dessas variáveis relaciona-se com o retorno das anomalias.

Assim, considerando-se essa perspectiva, as estratégias *long-short* com os retornos mensais ( $R_{i,t}$ ) em cada anomalia foram regredidas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) contra o EPU, conforme Equação 16.

$$R_{i,t} = \hat{\nu}_{\text{EPU},i} + \hat{\delta}_{\text{EPU}} EPU_{i,t-1} + \hat{\rho}_{\text{EPU},i} FFT_{i,t} + \hat{\xi}_{\text{EPU},i} \quad (16)$$

Em que  $R_{i,t} = R_{a,t} - R_{f,t}$  é o retorno *long-short* da anomalia  $i$  no mês  $t$ ;  $EPU_{i,t-1}$  é o índice de incerteza da política econômica no período  $t - 1$ , que foi usado inicialmente como única variável explicativa do modelo e em seguida, em conjunto com  $FFT_{i,t}$ , que são os retornos dos modelos fatoriais apresentados nas Equações de 2 a 7;  $\hat{\nu}_{\text{EPU},i}$ ,  $\hat{\delta}_{\text{EPU},i}$ ,  $\hat{\rho}_{\text{EPU},i}$  são os parâmetros da regressão e  $\hat{\xi}_{\text{EPU},i}$  é o termo de erro aleatório.

A partir desse modelo, esperava-se que o intercepto  $\hat{\nu}_{\text{EPU},i}$ , representando o componente do retorno da anomalia que não foi explicado pela incerteza da política econômica e nem

pelos modelos de fatores de risco, fosse significativamente igual a zero. Para o coeficiente  $\hat{\delta}_{EPU,i}$ , ao indicar a sensibilidade dos retornos das anomalias ao índice de incerteza da política econômica do período anterior, esperou-se sinais positivos ao considerar que o aumento na incerteza da política econômica pode aumentar o retorno futuro das anomalias, dada a condição de maiores riscos para os investidores. Finalmente, analisou-se conjuntamente a influência do sentimento e da incerteza, considerando-se o efeito moderador do EPU sobre o sentimento do investidor. Como destacado por Zhang (2019), há evidências de que a incerteza da política econômica tem um impacto significativo no sentimento do investidor. Mohammed *et al.* (2023) corroboram, mostrando que indicadores macroeconômicos, eventos políticos, incerteza econômica e tendências do mercado financeiro podem também influenciar o sentimento do investidor.

Fundamentados nessas proposições, considerou-se que a relação entre o retorno das anomalias e o sentimento do investidor pode ser influenciada pela incerteza. Assim, utilizou-se o efeito moderador do EPU sobre o sentimento do investidor para verificar em que medida o ajuste do sentimento pelo EPU impacta o retorno médio das anomalias. A Equação 17 descreve essa relação.

$$R_{i,t} = \hat{\eta}_i + \hat{\tau}_i SIEF_{i,t-1} \cdot EPU_{i,t-1} + \hat{\psi}_i FFT_{i,t} + \varrho_i \quad (17)$$

Em que  $R_{i,t} = R_{a,t} - R_{f,t}$  é o retorno *long-short* da anomalia  $i$  no mês  $t$ ;  $SIEF_{i,t-1} \cdot EPU_{i,t-1}$  é efeito moderador do índice de incerteza da política econômica (EPU) sob o sentimento do investidor no período  $t - 1$ , que inicialmente foi considerada única variável explicativa do modelo e, em seguida, associada ao  $FFT_{i,t}$ , que são os retornos dos modelos de precificação apresentados nas Equações de 2 a 7;  $\hat{\eta}_i$ ,  $\hat{\tau}_i$ ,  $\hat{\psi}_i$  são os parâmetros da regressão e  $\hat{\varrho}_i$  é o termo de erro aleatório.

Dessa Equação, esperou-se observar qual o impacto que o EPU exerce sobre o sentimento do investidor e, conseqüentemente, sobre o retorno das anomalias. Assim, com base no efeito moderado do EPU sobre o SIEF, foram avaliados o sinal e a magnitude do coeficiente  $\hat{\tau}_i$  esperando-se identificar se o aumento no índice de incerteza da política econômica aumentaria a sensibilidade do retorno das anomalias em relação ao sentimento do investidor. Portanto, um sinal positivo e estatisticamente significativo para esse coeficiente pode indicar que períodos de alta incerteza econômica tendem a aumentar o impacto do sentimento do

investidor sobre os retornos das anomalias.

### 3.5 MÉTODOS RELACIONADOS AO SEGUNDO OBJETIVO ESPECÍFICO

Com relação ao segundo objetivo da pesquisa, aprofundou-se o estudo das anomalias sob a perspectiva de identificar a existência e a significância estatística do *Factor Momentum*. Com isso, buscou-se avaliar as estratégias explorando o momento do fator, quando eles existirem, com o propósito de verificar a hipótese de que o *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado positivamente pelo sentimento do investidor. Assim, o primeiro passo desta segunda abordagem consistiu em verificar, por meio da autocorrelação, se os retornos anteriores dos fatores seriam informativos sobre seus retornos futuros.

#### 3.5.1 Autocorrelação no Retorno das Anomalias

Para analisar a autocorrelação nos retornos dos fatores, considerou-se os trabalhos de Ehsani e Linnainmaa (2022) e Grobys, Kolari e Rutanen (2022), para identificar se os retornos passados dos fatores teriam poder preditivo sobre os retornos futuros das anomalias. Para isso, foram realizadas regressões do retorno mensal dos fatores, condicionado ao seu retorno passado, para testar a autocorrelação dos retornos dos fatores em dois períodos distintos:

- (a) persistência do retorno acumulado no período de 12 meses, conforme Equação 18;

$$R_{i,t} = \alpha_{12,i} + \beta_{12,i}D_{12,i} \quad (18)$$

- (b) a persistência do retorno mensal da anomalia, definida na Equação 19:

$$R_{i,t} = \alpha_{1,i} + \beta_{1,i}D_{1,i} \quad (19)$$

Em que  $R_{i,t}$  é o retorno do fator  $i$  no mês  $t$ ;  $D_{12,i}$  é uma variável *dummy* com valor *um*, quando o retorno do fator  $i$  for positivo no período  $t - 12$  a  $t - 1$ , e valor *zero* nos casos

contrários. De modo semelhante, a variável *dummy*  $D_{1,i}$  recebeu valor *um*, se o retorno do fator  $i$ , no mês anterior, foi positivo, e *zero* nos casos contrários

Na Equação 18, o intercepto ( $\alpha_{12,i}$ ) teve a função de capturar os retornos médios após os retornos anteriores de 12 meses serem negativos, e o coeficiente angular ( $\beta_{12,i}$ ) foi usado para medir a diferença nos retornos médios após os retornos nos últimos 12 meses serem positivos ou negativos. Já na Equação 19, o intercepto ( $\alpha_{1,i}$ ) capturou os retornos médios após o retorno de um mês anterior ser negativo, e o coeficiente angular ( $\beta_{1,i}$ ) mediu a diferença nos retornos médios após os retornos de um mês anterior serem positivos ou negativos.

Com isso,  $\beta_{12,i} > 0$  indicou que retornos positivos acumulados nos últimos 12 meses estão associados a retornos positivos futuros, sugerindo que há persistência positiva nos retornos dos fatores. Por outro lado,  $\beta_{12,i} < 0$  indicou que retornos positivos acumulados nos últimos 12 meses estão associados a retornos futuros negativos, sugerindo que há reversão nos retornos dos fatores. De modo análogo, para os retornos anteriores de um mês,  $\beta_{1,i} > 0$  sinalizou que retornos positivos no mês anterior estão relacionados à persistência positiva no curto prazo. Já  $\beta_{1,i} < 0$ , sugere-se reversão de curto prazo.

Adicionalmente, considerando-se o fato de que um dos principais fenômenos estatísticos subjacentes ao *momentum* é a correlação serial nos retornos (Gupta; Kelly, 2019) e que a literatura mais recente (Ehsani; Linnainmaa, 2022; Fan *et al.*, 2022b; Yang, 2019) tem demonstrado que o retorno dos fatores são previsíveis por seus retornos defasados, estimou-se a autocorrelação dos fatores por meio de um processo autorregressivo em cada série de fatores, conforme Equação 20:

$$F_{i,t} = \vartheta_{1,i} + \vartheta_{2,i}F_{i,t-1} + \varrho_{i,t}, \quad \varrho_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (20)$$

Em que  $\vartheta_{1,i}$  e  $\vartheta_{2,i}$  correspondem aos coeficientes autorregressivos do modelo, avaliados pelo intervalo de confiança de 95%. Assim, para os coeficientes fora do intervalo de confiança no nível de 5% ou, de modo equivalente, para as estatística  $t$  maiores do que 1,96, considerou-se os coeficientes autorregressivos estatisticamente significativos. Nessa análise,  $\vartheta_{2,i}$  foi considerado o principal coeficiente, pois mediu a relação entre os retornos dos fatores em períodos consecutivos. Assim, com base nessa variável,  $\vartheta_{2,i} > 0$ , indicou persistência positiva nos retornos dos fatores e, assim, retornos positivos em  $t - 1$  tendem a ser seguidos por retornos positivos em  $t$  e  $\vartheta_{2,i} < 0$ , indicou reversão nos retornos dos fatores, de modo que

retornos positivos em  $t - 1$  tendem a apresentar retornos negativos em  $t$ . Por fim,  $\vartheta_{2,i} = 0$ , indicou ausência de autocorrelação, ou seja, retornos passados não têm poder preditivo sobre os retornos futuros.

### 3.5.2 Momento do Fator e Momento da Ação Individual

Após verificar a persistência dos retornos das anomalias, examinou-se a relação entre o FMOM e o momento da ação individual. Inicialmente, os retornos das estratégias de FMOM foram regredidos contra o fator momento (WML) padrão de Jegadeesh e Titman (1993) e o retorno estimado pelo modelo de cinco fatores ( $FF5$ ) de Fama-French (2015). Essa abordagem visou observar a relação entre o retorno do momento do fator ( $R_t^{FMOM}$ ) e o retorno do fator momento ( $R_t^{WML}$ ) em termos de fatores individuais. Assim, estimou-se o retorno mensal dos portfólios das estratégias FMOM no mês  $t$ , conforme os procedimentos apresentados por Fan *et al.* (2022b), baseados em Moskowitz, Ooi e Pedersen (2012), bem como em Ehsani e Linnainmaa (2022) e definidos pela Equação 21:

$$R_t^{FMOM} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{sgn}(r_{t-12,t-1}^i) r_t^i \quad (21)$$

Em que  $R_t^{FMOM}$  corresponde à série de retorno do momento do fator construída com base em um fator individual no mês  $t$ ;  $n$  é o número de fatores disponíveis;  $\text{sgn}(r_{t-12,t-1}^i) r_t^i$  é o sinalizador do retorno do fator, que recebeu valor *um*, quando o fator  $i$  apresentou retorno positivo nos últimos 12 meses, *zero* para um retorno de valor igual a zero e  $-1$  para um retorno negativo;  $r_t^i$  trata-se do retorno do  $i$ -ésimo fator no mês  $t$ .

Após serem estimados os retornos do momento do fator ( $R_t^{FMOM}$ ), a etapa seguinte consistiu em verificar as relações entre o retorno do momento do fator ( $R_t^{FMOM}$ ) e o retorno do fator momento ( $R_t^{WML}$ ). Fan *et al.* (2022b) destacam que o Retorno Anormal das estratégias FMOM pode ser mensurado pelas Equação 22:

$$R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t \quad (22)$$

Em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retorno do momento do fator construída com base no fator individual no mês  $t$ ;  $R_t^{WML}$  é o retorno do fator momento, conforme definido por Jegadeesh e Titman (1993);  $F_t^j$  representa os fatores do modelo FF5 (Fama; French, 2015);  $\hat{\kappa}$  e  $\hat{\eta}_1$  representam, respectivamente, os retornos anormais e os coeficientes do fator momento; e  $\xi_t$  o termo de erro aleatório.

Com base nessas equações, foi possível verificar se os retornos anormais do momento do fator variavam entre os fatores. Nesse sentido, sinais positivos e estatisticamente significativos para os interceptos dos modelos indicaram que os fatores, construídos a partir das anomalias, apresentaram um efeito de momento explicado pelo fator momento de Jegadeesh e Titman (1993). Para o coeficiente da variável  $R_t^{WML}$ , estatísticas com pelo menos 10% de significância, indicaram que os lucros gerados pelas autocorrelações foram significativos e, em consonância com Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b), entendeu-se que o fator momento pode ser tratado como uma agregação da autocorrelação de outros fatores.

### 3.5.3 Factor Momentum e Sentimento do Investidor

Concluída a fase preliminar de testes para verificar a existência e magnitude do fator momento nos países da América Latina, analisou-se a relação entre o sentimento do investidor e o momento do fator. Ehsani e Linnainmaa (2022) entendem que o *Factor Momentum* depende da persistência do sentimento do investidor e, dessa forma, pode influenciar no momento dos fatores. Assim, esses autores observaram que os retornos do momento do fator são menores em períodos de otimismo, pois apostar contra fatores perdedores se torna mais caro quando os fatores *long-short* tiverem retornos médios mais altos.

Seguindo essa perspectiva, verificou-se o impacto do sentimento do investidor sobre o momento dos fatores. Para isso, adotou-se os procedimentos apresentados por Grobys, Kolari e Rutanen (2022), que regressaram os retornos do momento do fator contra variáveis *dummies* de sentimento do investidor, conforme Equação 23:

$$FMOM_{i,t} = \hat{\omega}_1 HIGH_t + \hat{\omega}_2 MILD_t + \hat{\omega}_3 LOW_t + \hat{\zeta}_t \quad (23)$$

Em que  $FMOM_{i,t}$  é o retorno da carteira de momento do fator  $i$  no mês  $t$ ;  $\hat{\omega}_1$ ,  $\hat{\omega}_2$  e

$\hat{\omega}_3$  são os coeficientes estimados sobre as variáveis *dummies*  $HIGH_t$  ( $LOW_t$ ), que receberam valor *um*, quando o valor do índice de sentimento do investidor, conforme definido na Equação 13, fazia parte do grupo dos 30% maiores (menores) indicadores do sentimento no mês  $t - 1$ , e *zero* nos casos contrário. A variável *dummy*  $MILD_t$  recebeu valor *um* quando o índice de sentimento do investidor ficou acima dos 30% inferiores, mas abaixo dos 30% superiores, e *zero* no caso contrário.  $\hat{\zeta}_t$  é o termo de erro aleatório.

Com isso, os coeficientes estimados tiveram o papel de capturar os retornos médios do momento do fator após cada período de sentimento do investidor. Entretanto, para testar se os retornos médios do momento do fator em períodos de otimismo eram estatisticamente diferentes dos retornos em períodos de pessimismo, os retornos mensais do momento do fator foram regredidos por MQO apenas em relação às variáveis *dummies*  $HIGH_t$  e  $MILD_t$  com uma constante, como apresentado na Equação 33:

$$FMOM_{i,t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 HIGH_t + \hat{\gamma}_2 MILD_t + \hat{\phi}_t \quad (24)$$

Nesse caso, o  $\hat{\gamma}_1$  estimado ficou responsável por medir a diferença na média dos retornos entre períodos de alto e baixo sentimento do investidor e, portanto, evidenciando em que medida o momento do fator ficou condicionado ao sentimento nos níveis alto, moderado e baixo. Assim, se períodos de alto sentimento estão associados a retornos mais altos do *Factor Momentum*, espera-se que  $\hat{\gamma}_1$  seja positivo e estatisticamente significativo. De modo contrário, se períodos de alto sentimento resultarem em retornos mais baixos,  $\hat{\gamma}_1$  terá valor negativo.

Depois de verificada as relações entre o *Factor Momentum* e os períodos de Médio, Alto e Baixo sentimentos, analisou-se como o momento do fator em cada portfólio de anomalias estava relacionado com toda a amostra do sentimento do investidor específico da firma. Para esta finalidade, foi desenvolvida uma análise de regressão com o *Factor Momentum* de cada anomalia na condição de variável dependente, contra o sentimento do investidor em dois modelos distintos: (a) sentimento como única variável explicativa; (b) sentimento do investidor como variável explicativa e o retorno de cada um dos modelos de precificação como variáveis de controle dos riscos dos outros fatores, conforme observado na Equação 25:

$$FMOM_{i,t} = \hat{\lambda}_{SIEF,i} + \hat{\varphi}_{SIEF,i} SIEF_{i,t-1} + \hat{\gamma}_{SIEF,i} FMP_{i,t} + \hat{v}_{SIEF,i} \quad (25)$$

Em que  $FMOM_{i,t}$  é o fator momento de cada anomalia  $i$  no mês  $t$ ;  $SIEF_{i,t-1}$  é o sentimento do investidor específico da firma;  $FMP_{i,t}$  são os retornos fatores dos modelos de precificação apresentados nas Equações de 2 a 7;  $\hat{\lambda}_{SIEF,i}$ ,  $\hat{\varphi}_{SIEF,i}$ ,  $\hat{\gamma}_{SIEF,i}$  são os parâmetros da regressão e  $\hat{v}_{SIEF,i}$  é o termo de erro aleatório. Assim, com base nesse modelo,  $\hat{\varphi}_{SIEF,i} > 0$  indicou que um maior sentimento do investidor específico da firma na mês anterior tende a estar associado a um maior retorno do *Factor Momentum* no mês atual. Logo, Coeficientes positivos para o  $\hat{\varphi}_{SIEF,i}$  sinalizam o papel do sentimento na determinação dos retornos do momento dos fatores.

Com base nesses procedimentos, buscou-se verificar se os resultados da regressão do excesso do fator momento, contra o índice do sentimento do investidor específico da firma defasado e os retornos contemporâneos dos fatores apresentados em cada um dos seis modelos de precificação, vistos na Seção 3.3.1, poderiam indicar a capacidade de o sentimento do investidor prever o *Factor Momentum* das anomalias quando ajustado aos fatores dos modelos de precificação utilizados neste estudo.

### 3.6 MÉTODOS RELACIONADOS AO TERCEIRO OBJETIVO ESPECÍFICO

A terceira fase da pesquisa foi voltada para avaliar os efeitos da incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina sobre o *Factor Momentum* das anomalias. A motivação para desenvolver este objetivo partiu das proposições defendidas por Ehsani e Linnainmaa (2022), que consideram o momento do fator dependente da persistência do sentimento do investidor, uma vez que há uma interligação entre sentimento do investidor e preço dos títulos.

Zhang (2019) também revelou que a incerteza na política econômica também impacta o sentimento do investidor, com causalidade linear e não linear. Qiao *et al.* (2022), confirmaram registrando interdependência entre a EPU e sentimento do investidor no mercado chinês. Segundo os autores, investidores e reguladores devem considerar soluções de monitoramento financeiro nesse mercado com base na incerteza na política econômica e em fatores de sentimento do investidor.

Nessa perspectiva, compreende-se que, estando o momento do fator submetido a persistência do sentimento do investido e este, por sua vez, influenciado pela incerteza,

alterações no nível de incerteza pode redundar em mudanças na magnitude e na significância das estratégias de momento do fator. Em vista disso, utilizou-se com o EPU metodologia semelhante ao que fora desenvolvido para o sentimento do investidor. Inicialmente, verificou-se a causalidade entre as variáveis sentimento e incerteza. Em seguida, analisou-se como o *Factor Momentum* relaciona-se com os períodos de Alta, Média e Baixa incertezas. Por fim, investigou-se a rentabilidade das estratégias FMOM nos momentos de incertezas controlados pelos modelos fatoriais de precificação.

### 3.6.1 Testes de Causalidade EPU e SIEF

Seguindo Zhang (2019), o objetivo deste tópico foi verificar possíveis relações causais entre Sentimento do Investido e EPU, utilizando-se o teste de causalidade de Granger (1969) sob as condições de linearidade e não-linearidade. Na forma linear, testou-se a hipótese de que informação anteriores do EPU podem ser usadas para observar o comportamento subsequente do sentimento do investidor. Assim, adotando-se como hipótese nula de que a variável índice de EPU ( $E_t$ ) no período  $t - 1$  não pode causar Granger no sentimento do investidor ( $S_t$ ) no tempo  $t$ , pode ser escrita conforme Equação 26.

$$S_t = \gamma + \sum_{i=1}^p \alpha_i S_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j E_{t-1} + \epsilon_t \quad (26)$$

Em que  $S_t$  é o sentimento do investidor no tempo  $t$ ;  $E_{t-1}$  é o índice EPU no período  $t$ ;  $\gamma$  é uma constante,  $p$  e  $q$  são os comprimentos dos *lags* suficientes para tornar o resíduo  $\epsilon_t$  um ruído branco, e  $t$  é o tempo. A hipótese nula de que não há causalidade é que  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$ . Assim, a causalidade de Granger testa se a inclusão dos valores passados da variável ( $E_t$ ) melhora a previsão de ( $S_t$ ) em comparação com um modelo que não inclui ( $E_t$ ). Se os coeficientes  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q$  forem significativamente diferentes de zero, rejeita-se a hipótese nula em favor das evidências de que  $E_t$  causa Granger  $S_t$ .

Para a não-linearidade do teste de Causalidade, os testes focaram na aplicação de redes neurais, especificamente no teste *Multilayer Perceptron* (MLP) apresentado por Rumelhart, Hinton e Williams (1986). A escolha do MLP foi motivada pelo fato de ser considerado uma das técnicas mais utilizadas no campo das finanças (Huang *et al.*, 2020) e por apresentar uma

arquitetura simples que pode ser aplicada a diferentes problemas (Charef; Ayachi, 2018). Para essa finalidade, fez-se uso do pacote estatístico NlinTS: *Models for Non Linear Causality Detection in Time Series* (Hmamouche, 2020), disponível em linguagem R.

Conforme apontado por Hmamouche (2020), usar Redes Neurais Artificiais (ANN) pode ser muito relevante no cálculo de causalidade, principalmente em séries temporais que mudam de forma não-linear ao longo do tempo. Com base nisso, apresentou uma implementação, que fora usada nesta tese, de uma versão estendida do teste de causalidade de Granger com base no modelo *Vector Auto-Regressive Neural Network* (VARNN). Segundo esse autor, o modelo VARNN pode ser aplicado a um conjunto de dados de treinamento que consiste em uma série temporal multivariada, contendo uma variável alvo  $Y$  e  $k$  variáveis preditoras  $\{Y_1, \dots, Y_k\}$ .

Segundo Hmamouche (2020), o modelo VARNN ( $p$ ) é um modelo baseado em rede neural perceptron multicamadas que considera os  $p$  valores anteriores das variáveis preditoras e da variável alvo  $Y$  para prever os valores futuros de  $Y$ . A implementação desse modelo consiste em reorganizar os dados em uma forma de aprendizado supervisionado com respeito ao parâmetro de defasagem, empregando-se o algoritmo *Stochastic Gradient Descent* (SGD) para atualizar os pesos das redes, conforme função global do VARNN ( $p$ ) definida na Equação 27, em que  $Y_{nn}$  é a função da rede, e  $U_t$  representa os termos de erro aleatório.

$$Y_t = Y_{nn} \left( Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}, \dots, Y_{k(t-1)}, \dots, Y_{k(t-p)} \right) + U_t \quad (27)$$

Com base nessa equação e usando-se a implementação do pacote estatístico NlinTS apresentada por Hmamouche (2020), foi realizado o teste de causalidade não linear entre SIEF e EPU. Similarmente ao teste de causalidade de Granger, para testar a causalidade do *EPU* para o *SIEF*, foram empregados dois modelos de previsão. No primeiro, a variável dependente do modelo alvo ( $SIEF_t$ ) foi regredida apenas em relação à série temporal de seus valores defasados ( $SIEF_{t-p}$ ). No segundo modelo, a variável dependente alvo ( $SIEF_t$ ) foi regredida contra suas defasagens  $SIEF_{t-p}$  e também em relação à série temporal defasada da variável preditora ( $EPU_{t-p}$ ), conforme a Equação 29.

$$\text{Modelo 1 : } SIEF_t = \Psi_{1nn}(SIEF_{t-1}, \dots, SIEF_{t-p}) + U_t, \quad (28)$$

$$\text{Modelo 2 : } SIEF_t = \Psi_{2nn}(SIEF_{t-1}, \dots, SIEF_{t-p}, EPU_{t-1}, \dots, EPU_{t-p}) + U_t \quad (29)$$

Em que  $\Psi_{1nn}$  e  $\Psi_{2nn}$  são as funções de rede do Modelo 1 e do Modelo 2, respectivamente, usando-se o modelo VARNN.

Para avaliar a diferença entre os modelos, comparou-se a soma residual dos quadrados dos erros, testando-se a hipótese nula de que *EPU* não causa *SIEF* com base no teste de Fisher modificado que, diferente do modelo clássico, que são usados dois modelos VAR (univariado e bivariado), utilizam-se dois modelos VARNN, com maior número de parâmetros do que no modelo VAR. Com isso, a estatística do teste passou a ser definida pela seguinte Equação 30:

$$F = \frac{(RSS_1 - RSS_2)/(d_2 - d_1)}{RSS_2/(n - d_2)} \quad (30)$$

Em que  $d_1$  e  $d_2$  correspondem ao número de parâmetros do modelo univariado e do modelo bivariado, respectivamente. Eles dependem da estrutura escolhida determinada pelo número de camadas e de neurônios.

### 3.6.2 Factor Momentum e Incertezas

Após os testes de causalidade, realizou-se análise de regressão linear entre o momento do fator de cada anomalia contra o EPU. Inicialmente, adotou-se EPU como única variável explicativa no modelo e, em seguida, como variável explicativa acrescida do retorno obtido em cada um dos modelos de precificação desenvolvido na Seção 3.3.2. A Equação 31 descreve essas relações.

$$FMOM_{i,t} = \hat{\lambda}_{EPU,i} + \hat{\varphi}_{EPU,i} EPU_{i,t-1} + \hat{\gamma}_{EPU,i} FMP_{i,t} + \hat{v}_{EPU,i} \quad (31)$$

Em que  $FMOM_{i,t}$  é o retorno *long-short* do fator momento da anomalia  $i$  no mês  $t$ ;  $EPU_{i,t-1}$  é o índice de incerteza da política econômica (EPU) no período  $t - 1$ ;  $FMP_{i,t}$ , são os fatores dos modelos de precificação apresentados nas Equações 2 a 7;  $\hat{\lambda}_{EPU,i}$ ,  $\hat{\varphi}_{EPU,i}$ ,  $\hat{\gamma}_{EPU,i}$  são os parâmetros da regressão e  $\hat{v}_{EPU,i}$  é o termo de erro aleatório.

Nesse modelo,  $\hat{\lambda}_{EPU,i}$  capturou o retorno médio do *Factor Momentum* quando as variáveis EPU e os fatores dos modelos de precificação não impactaram o retorno do FMOM. Assim, buscou-se verificar se esse coeficiente seria positivo quando, em média, o retorno

*long-short* do momento do fator de cada anomalia fosse positivo. Já para o coeficiente  $\hat{\varphi}_{EPU,i,0}$ , esperava-se sinal positivo quando houvesse um aumento na incerteza da política econômica capaz de influenciar no aumento do retorno do *Factor Momentum* e sinal negativo se houvesse uma redução no retorno do *Factor Momentum*.

Na fase seguinte, analisou-se a relações entre o EPU e o momento do fator, considerando as situações nas quais a incerteza foi tratada como BAIXA, quando o respectivo valor do EPU ficou abaixo do percentil 30%. Nessa situação, a variável EPU foi definida por uma *dummy* com valor *um*, e *zero* nos demais casos; MEDIA, quando o respectivo valor do EPU ficou entre os percentis 30% e 70% e, dessa forma, a variável *dummy* recebeu valor *um*, e *zero* nos demais casos; ALTA, com os valores do EPU no percentil EPU maior do que 70%, sendo tratado como uma *dummy* com valor *um*, e *zero* nos demais casos, como apresentado na Equação 32.

$$FMOM_{i,t} = \hat{\theta}_1 LOW_t + \hat{\theta}_2 MILD_t + \hat{\theta}_3 HIGH_t + \hat{\zeta}_t \quad (32)$$

Em que  $FMOM_{i,t}$  é o retorno da carteira de momento do fator  $i$  no mês  $t$ ;  $\hat{\theta}_1$ ,  $\hat{\theta}_2$  e  $\hat{\theta}_3$  são os coeficientes estimados sobre as variáveis *dummies*  $LOW_t$ ,  $MILD_t$  e  $HIGH_t$  e  $\hat{\zeta}_t$  é o termo de erro aleatório. Com isso, os coeficientes estimados tiveram o papel de capturar os retornos médios do momento do fator após cada período de incerteza. Assim,  $\hat{\theta}_1 > 0$  quando o *Factor Momentum* foi positivo durante períodos de baixa incerteza e  $\hat{\theta}_1 < 0$ , quando o *Factor Momentum* foi negativo em período de baixa incerteza.

Dessa forma, os coeficientes estimados tiveram o papel de capturar os retornos médios do momento do fator após cada período de incerteza da política econômica. Entretanto, para testar se os retornos médios do momento do fator em períodos de maior incerteza eram estatisticamente diferentes dos retornos em períodos de menor incerteza, os retornos mensais do momento do fator foram regredidos por MQO apenas em relação às variáveis *dummies*  $HIGH_t$  e  $MILD_t$  com uma constante, como apresentado na Equação 33:

$$FMOM_{i,t} = \hat{\psi}_0 + \hat{\psi}_1 HIGH_t + \hat{\psi}_2 MILD_t + \hat{\nu}_t \quad (33)$$

Nesse caso, o  $\hat{\psi}_1$  estimado ficou responsável por medir a diferença na média dos retornos entre períodos de alta e baixa incertezas da política econômica e, portanto, evidenciando em que medida o momento do fator ficou condicionado aos níveis de incerteza. Assim,  $\hat{\psi}_1 > 0$  indicou

que, durante períodos de alta incerteza, o retorno do *Factor Momentum* tende a ser maior em comparação com períodos de baixa incerteza. Por outro lado,  $\hat{\psi}_1 < 0$  indicou que, durante períodos de alta incerteza, o retorno do *Factor Momentum* tende a ser menor em comparação com períodos de baixa incerteza. Já o  $\hat{\psi}_2$ , mediu a diferença na média dos retornos entre períodos de média incerteza e baixa incerteza. Quando positivo, indicou que o retorno do *Factor Momentum* tende a ser maior em comparação com períodos de baixa incerteza e, sendo negativo, indicou que o retorno do *Factor Momentum* tende a ser menor em comparação com períodos de baixa incerteza.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo tem como objetivo apresentar os principais resultados da pesquisa referentes às análises das três hipóteses estabelecidas para esta tese. Na primeira parte, apresenta-se um estudo comparativo dos modelos de precificação de ativos no sentido de identificar, classificar e replicar um conjunto de 25 atributos contábeis ou de mercado registrados pela literatura como potenciais fatores geradores de anomalias no retorno médio das ações. Em seguida, são observados como o sentimento do investidor e o índice de incerteza da política econômica impactam o retorno dessas anomalias nos mercados emergentes da América Latina. Na segunda etapa, evidencia-se em que medida os fatores definidos com base nessas anomalias apresentam um efeito momento, conforme definido por Ehsani e Linnainmaa (2022), e como esse efeito é impactado pelo Sentimento do Investidor. Por fim, considerando-se que o *Factor Momentum* depende da persistência do sentimento do investidor (Ehsani; Linnainmaa, 2022), no qual é concebido como um reflexo tanto das informações dos preços dos títulos no mercado de ações quanto das incertezas na política econômica (Yao; Li, 2020), analisa-se como a incerteza da política econômica pode impactar no retorno do momento do fator. Ao final desta análise, evidencia-se qual a relação entre o *Factor Momentum* das Anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina.

### 4.1 ANÁLISE DA PRIMEIRA HIPÓTESE DE PESQUISA

Para realizar a análise da primeira hipótese de pesquisa, formaram-se carteiras *long-short* univariadas de zero investimentos, ponderadas por valor de mercado, para cada uma das anomalias definidas no Quadro 1. Todos os portfólios foram obtidos usando-se o mesmo procedimento de replicação, ou seja, no mês de junho de cada ano  $t$ , classificaram-se as ações da amostra de acordo com as variáveis de interesse. Para cada anomalia, dividiu-se em tercís, com os pontos de corte nos percentis  $0 < p \leq 30\%$  para os tercís *Low* (L), nos percentis  $30\% < p \leq 70\%$  para o tercís *Neutro* (N) e os percentis  $70\% < p \leq 100\%$  para os tercís *High* (H). Finalmente, definiram-se as estratégias *long-short* como sendo a diferença entre os tercís de maior (H) e de menor (L) desempenhos em cada fator.

### 4.1.1 O Retorno Médio das Anomalias

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas - Média e Desvio Padrão - dos retornos em excesso não ajustados ao risco, bem como o Índice de Sharpe, para os 25 portfólios classificados em cinco categorias: (a) Valor *versus* Crescimento; (b) Investimento; (c) Rentabilidade; (d) Atritos Comerciais; e (e) Momento. Os dados foram referentes aos países emergentes da América Latina - Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru - e corresponderam ao período 2010 a 2022, exceto, os dados da Colômbia, analisados a partir de 2013.

**Tabela 1** – Estatísticas Descritivas do Retorno Mensal em Excesso das Anomalias

	Brasil			Chile			Colômbia			México			Peru		
	$\bar{R}$	SD	SR	$\bar{R}$	SD	SR	$\bar{R}$	SD	SR	$\bar{R}$	SD	SR	$\bar{R}$	SD	SR
<b>Valor X Crescimento</b>															
<b>BM</b>	-1,44	10,36	-0,14	-0,77 **	4,01	-0,19	0,17	8,19	0,02	-0,56	4,88	-0,11	-1,74	14,94	-0,12
<b>LP</b>	0,02	8,12	0,00	-0,29	4,16	-0,07	1,36	7,72	0,18	-0,08	5,32	-0,02	-0,63	7,05	-0,09
<b>FC</b>	-0,43	8,30	-0,05	-0,39	3,78	-0,10	1,13 *	8,23	0,14	0,17	6,07	0,03	-1,11 *	9,13	-0,12
<b>CVD</b>	1,73 **	8,40	0,21	1,06 ***	5,31	0,20	-1,51	8,84	-0,17	0,96 ***	4,47	0,21	0,89 *	7,66	0,12
<b>DPL</b>	0,34	6,55	0,05	0,07	3,78	0,02	0,15	8,24	0,02	-0,52	5,96	-0,09	-0,13	7,81	-0,02
<b>Investimento</b>															
<b>INV</b>	-0,87	7,62	-0,11	0,53 *	4,16	0,13	-0,3	8,47	-0,04	-0,42	4,84	-0,09	-0,16	7,06	-0,02
<b>CIN</b>	-0,83	7,34	-0,11	0,42	4,74	0,09	-0,42	9,23	-0,05	-0,25	4,84	-0,05	-0,16	7,61	-0,02
<b>CES</b>	-0,74	7,92	-0,09	0,88 **	5,06	0,17	-0,22	6,36	-0,03	-0,41	5,21	-0,08	0,74	7,78	0,10
<b>ACC</b>	-0,13	7,21	-0,02	-0,37	4,53	-0,08	-0,94	10,32	-0,09	-0,4	5,35	-0,07	1,11	10,73	0,10
<b>AOP</b>	0,2	7,36	0,03	0,03	3,91	0,01	-0,09	7,09	-0,01	-0,39	5,20	-0,07	0,42	6,96	0,06
<b>Rentabilidade</b>															
<b>ROE</b>	-1,85 **	9,66	-0,19	-0,49	4,49	-0,11	0,14	7,54	0,02	-0,22	6,41	-0,03	-0,46	8,27	-0,06
<b>ROA</b>	-1,98 **	9,07	-0,22	-0,18	5,17	-0,03	1	8,86	0,11	-0,36	5,71	-0,06	-0,02	9,11	0,00
<b>LBA</b>	-1,63 *	9,57	-0,17	-0,49	4,46	-0,11	-0,48	7,88	-0,06	-0,54	5,69	-0,09	-1,06	9,65	-0,11
<b>FSC</b>	-0,18	6,60	-0,03	-0,37	3,70	-0,10	0,57	7,16	0,08	0,18	4,00	0,04	0,69	6,69	0,10
<b>CMB</b>	0,03	7,76	0,00	-1,24 ***	4,92	-0,25	0,43	7,24	0,06	-0,42	4,80	-0,09	-0,12	7,56	-0,02
<b>Atritos Comerciais</b>															
<b>ME</b>	2,06 **	11,04	0,19	0,48	4,58	0,10	-0,19	8,47	-0,02	0,09	6,02	0,01	0,23	8,43	0,03
<b>TVOL</b>	1,04	9,61	0,11	0,2	5,37	0,04	1,43	9,03	0,16	-0,06	5,06	-0,01	-0,18	7,69	-0,02
<b>BAB</b>	-1,19 *	8,08	-0,15	-0,15	4,93	-0,03	-1,75 ***	8,33	-0,21	-0,39	5,34	-0,07	0,99 *	7,46	0,13
<b>BETA</b>	0,07	10,66	0,01	-0,51	6,31	-0,08	-2,88 **	10,77	-0,27	-0,23	5,85	-0,04	0,53	9,25	0,06
<b>VTUR</b>	-0,75	7,78	-0,10	0,23	4,36	0,05	0,36	9,20	0,04	-0,34	4,64	-0,07	0,36	8,01	0,04
<b>Momento</b>															
<b>SUE</b>	-1,67 **	8,80	-0,19	-0,3	4,73	-0,06	0,61	9,31	0,07	-0,45	5,22	-0,09	0,12	6,80	0,02
<b>MOM</b>	-1,58	13,44	-0,12	-0,78	5,99	-0,13	-1,39	8,29	-0,17	-0,88 **	5,29	-0,17	-1,18	8,65	-0,14
<b>MOM6</b>	-1,49 *	9,19	-0,16	-0,29	5,17	-0,06	0,13	8,75	0,01	-0,47	5,09	-0,09	0,01	7,77	0,00
<b>AL52</b>	-0,91 *	6,10	-0,15	-0,61 *	4,08	-0,15	-2,18 **	10,53	-0,21	-0,7	5,64	-0,12	0,02	6,41	0,00
<b>MINT</b>	-1,19	8,90	-0,13	-0,49	5,09	-0,10	0,32	7,05	0,05	-0,94 **	5,08	-0,19	-0,22	7,05	-0,03

Fonte: Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o percentual do retorno médio mensal ( $\bar{R}$ ), o desvio padrão (SD) e o Índice de Sharpe (SR) para as variáveis de anomalias, incluindo-se *Book-to-Market* (BM), Lucro/Preço (LP), Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do PL (DPL), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos Investimentos (CIN), Crescimento nos Estoques (CES), *Accruals* Totais (ACC), Alavancagem Operacional (AOP), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento Margem Bruta (CMB), Valor de Mercado (ME), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Volatilidade do *Turnover* (VTUR), Lucros Inesperados (SUE), Momento (MOM), Momento Seis Meses (MOM6), Alta 52 Semanas (AL52), Momento Intermediário (MINT), para os países Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru no período 2010 a 2022. Para uma descrição detalhada das anomalias consultar Quadro 01. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para as anomalias de Valor *versus* Crescimento, apenas três delas apresentaram retornos

positivos no mercado brasileiro: Lucro por Preço (LP), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do Patrimônio Líquido (DPL). Porém, apenas CVD (1,73%) apresentou significância estatística ao nível de 5%. Esses resultados diferem das evidências já observadas no Brasil, por exemplo, Cordeiro e Machado (2013) e Machado e Medeiros (2014), que observaram retorno negativo em estratégia *long-short* para as anomalias LP e DPL. Mas, alinham-se a Machado, Faff e Silva (2017), que evidenciaram retornos positivo, porém, não significativos para a anomalia DPL.

Quanto à volatilidade do retorno das anomalias de Valor *versus* Crescimento no Brasil, o Desvio Padrão (SD) dado na Tabela 1 variou entre 6,55% (DPL) e 10,36% (BM), com LP apresentando 8,12% e DPL 8,40%, assemelhando-se aos achados de Machado e Medeiros (2014), que observaram 7,07% para LP e 7,27% para DPL. Destaque-se que CVD obteve Índice de Sharpe de 0,21, indicando o quanto de retorno adicional a uma taxa livre de risco o investidor pode esperar receber, em relação ao risco assumido, ao negociar baseando-se na anomalia Crescimento nas Vendas.

Nos outros mercados (Chile, Colômbia, México e Peru), houve excesso de retorno médio mensal significativo no Chile apenas nas anomalias BM (-0,77%) e CVD (1,06%). Para o *Book-to-Market*, considerando-se a estratégia *long-short* não ajustada ao risco, esse valor negativo pode ser um indício de que o retorno das ações de crescimento (baixo BM) podem suplantar as ações de valor (alto BM), ou seja, não estão seguindo a proposição observada por Fama e French (1992, 1993), de que as ações de valor tendem a superar as ações de crescimento. Esse resultado é semelhante ao que já fora observado no contexto da América Latina por Cordeiro e Machado (2013), quando verificaram que no Brasil as ações de crescimento superaram as ações de valor, de modo que o efeito valor-crescimento pode não ser identificado nessa região.

Já a anomalia de Crescimento nas Vendas (CVD), obteve retorno positivo e significativo no Chile sendo, portanto, semelhante ao que foi verificado no México (0,96%) e no Peru (0,89%), indicando que empresas com alto crescimento de vendas tendem a superar as empresas com baixo crescimento nas vendas, contrapondo-se ao entendimento proposto em Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994): ações de empresas com baixo crescimento de vendas superam ações de empresas com alto crescimento de vendas. Bruni e Famá (1998) entendem que os investidores podem superestimar as vendas passadas e supervalorizar as ações que, sistematicamente, apresentariam retornos menores. Além disso, pelo fato de as empresas com

baixo crescimento nas vendas serem mais arriscadas, os investidores racionalmente passariam a exigir maior retorno dessas ações (Bruni; Famá, 1998).

Para as anomalias de Investimento, não houve significância estatística no excesso de retorno no mercado brasileiro. Esse resultado configura-se com o que fora observado por Machado, Faff e Silva (2017), ao sugerirem que informações sobre os níveis de investimento das empresas podem não ser consideradas relevantes em relação às outras variáveis para explicar o retorno futuro das ações, mesmo que considerando várias *proxies* para investimentos. Como justificativa, destacaram que os investidores podem não considerar a variação total de ativos da empresa um fator relevante para tomar uma decisão de investimento, já que a maior parte das empresas no mercado de ações brasileiro possui tamanho semelhante. Não obstante isso, no Chile, registrou-se valor positivo para Crescimento dos Ativos (0,53%) e Crescimento nos Estoques (0,88%), com os respectivos SR de 0,13 (INV) e 0,17 (CES).

Para as anomalias de Rentabilidade, o retorno médio em excesso só foi significativo no mercado brasileiro para as variáveis ROE (-1,85%), Retorno sobre Ativos (ROA) (-1,98%) e LBA (-1,63%) - no Chile, apenas o CMB (-1,24%) - contrapondo-se aos valores observados por Machado, Faff e Silva (2017) e sinalizando um alinhamento com Campos, Lamounier e Bressan (2012), que identificaram algum grau de causalidade entre ROE e retorno das ações. Também em alinhamento com Corrêa, Neto e Lima (2013), ao verificaram que o retorno sobre patrimônio líquido (ROE), o retorno sobre ativo (ROA) e a margem bruta podem ser considerados indicadores que têm um impacto significativo na criação de valor para as empresas.

Para as anomalias de Atritos Comerciais, no mercado brasileiro, destacaram-se o Valor de Mercado (ME), com retorno médio em excesso de 2,06%, volatilidade de 11,04% e Índice de Sharpe de 0,19; Apostando Contra o Beta (BAB), com -1,19% de retorno médio, volatilidade de 8,08% e SR de -0,15. No mercado Colombiano, o destaque foi para as anomalias Apostando Contra o Beta (-1,75%) e o Beta do CAPM (2,88%), porém, ambos com retornos negativos.

Finalmente, para anomalia de Momento, no Brasil, as variáveis SUE (-1,67%), MOM6 (-1,49%) e Alta 52 Semanas (-0,91%) apresentaram significância estatística. Alta 52 Semana no Chile (-0,61%) e na Colômbia (-2,18%) também foram significativas. Já o Efeito Momento (-0,88%) e o Momento Intermediário (-0,94%) foram observados no México.

Em resumo, verificou-se que o retorno mensal em excesso na maior parte dos portfólios apresentou sinal negativo em quase todos os países da amostra. Com isso, os resultados

evidenciados na Tabela 1 indicaram elementos que possibilitam inferir, da relação entre retornos positivos e negativos, que 68% desses fatores no mercado brasileiro apresentaram retorno médio mensal negativo, mostrando que o retorno dos tercis *Low* (L) tendem a superar os tercis *Hight* (H). Nos demais países, o comportamento foi semelhante: 64% dos fatores no Chile, 48% na Colômbia, 84% no México e 52% no Peru. Assim, percebe-se que os mercados financeiros nesses países tendem a possuir algum grau de similaridade no que diz respeito ao retorno médio das estratégias que negociam esses fatores.

Ademais, a significância estatística nos retornos baseados nas anomalias no mercado brasileiro, ao nível de até 10%, ocorreu em apenas 36% dos portfólios, sendo eles: Crescimento das Vendas (CVD), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Valor de Mercado (ME), Apostando Contra o Beta (BAB), Lucros Inesperados (SUE), Momento Seis Meses (MOM6) e Alta 52 Semanas (AL52). Destaque-se que apenas Crescimento das Vendas e Valor de Mercado apresentaram retorno médio mensal positivo, com o fator ME apresentando maior percentual entre eles (2,06%).

Por outro lado, a volatilidade do retorno, dada pelo SD, oscilou entre 6,10 (AL52) e 13,44 (MOM), ou seja, os extremos da volatilidade ocorreram entre as anomalias classificadas em Momento, sinalizando que essas estratégias podem não seguir um comportamento semelhante aos observado em outros fatores. Destaque-se que os demais conjunto de anomalias não oscilaram nessa magnitude: Valor *versus* Crescimento variou entre 6,55 e 10,36; Investimento, entre 7,21 e 7,92; Rentabilidade, 6,60 e 9,66; Atritos Comerciais, 7,78 e 11,04. Assim, observa-se que o comportamento mais estável de volatilidade ocorreu dentro das estratégias de Investimentos, porém sem significância estatística. Por outro lado, com a Rentabilidade, registraram-se três anomalias significativas (ROE, ROA e LBA), indicando que, nesses mercados, o investidor pode ter um perfil que define estratégias baseadas em informações sobre os ganhos auferidos pelas companhias. Com relação ao Índice de Sharpe, observou-se valores extremos entre -0,22 (ROA) e 0,21 (CVD), considerando todas as anomalias. Porém, em cada grupo, observou-se que anomalias de Valor *versus* Crescimento registrou SR entre -0,14 e 0,21; Investimento, entre -0,11 e 0,09; Rentabilidade, -0,22 e 0,00; Atritos Comerciais, -0,15 e 0,19 e Momento, entre -0,19 e -0,12.

Em relação aos demais países, o comportamento foi bastante semelhante. No Chile, ao nível de até 10%, registraram-se significância estatística em 32% das anomalias (Valor (BM), Crescimento das Vendas (CVD), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos

Estoques (CES), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento na Margem Bruta (CMB)). As anomalias de Atritos Comerciais e Momento não entraram no conjunto de anomalias significativas para esse período. Na Colômbia, registraram-se significância em 20% das anomalias (*Accruals* Totais (ACC), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Alta 52 Semanas (AL52)). No México, 12% de anomalias significativas (Crescimento das Vendas (CVD), Momento (MOM) e Momento Intermediário (MINT)). No Peru, apenas 12% das anomalias (Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD) e Apostando Contra o Beta (BAB)).

#### 4.1.2 Retorno Médio dos Fatores nos Modelos de Precificação

Concluída a fase de identificação dos retornos médios para o conjunto de 25 anomalias no mercado latino-americano, destaca-se agora o retorno médio dos fatores que foram empregados nos seis modelos de precificação de ativos - CAPM, Fama e French (1992, 1993), Carhart (1997), Fama e French (2015); modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e modelo de Keene e Peterson (2007) - para melhor caracterizar o entendimento das anomalias nesse mercado. Com isso, esses modelos incorporam, no total, dez diferentes carteiras de fatores, como disposto na Tabela 2, incluindo-se Mercado (MKT), Tamanho (SMB), Valor (HML), Momento (WML), Rentabilidade (RMW), Liquidez (LMH), Investimentos (CMA), *Market Equity* (ME), Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE) e Investimentos por Ativos (IPA), em relação aos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru no período 2010 a 2022.

Em cada país, não foi possível registrar retornos médios significativos em todos os fatores. No Brasil, registraram-se apenas em três deles - SMB, HML e ME - com retornos médios significativos e positivos, como teoricamente tem sido propostos nos respectivos modelos. Os fatores de melhor desempenho foram HML e SMB, com retornos médios de 2,66% ( $t\text{-stat} = 2,77$ ) e 2,49% ( $t\text{-stat} = 3,39$ ), respectivamente. Essas evidências se replicaram no Chile, com resultados semelhantes para esses fatores, sendo HML e SMB com os retornos médios de 0,51% ( $t\text{-stat} = 2,22$ ) e 0,67% ( $t\text{-stat} = 1,70$ ), respectivamente. No México, apenas SMB foi significativo com 0,72% ( $t\text{-stat} = 2,77$ ). Esses resultados assemelham-se aos

observados por Leite *et al.* (2018), ao identificarem retornos médios variando de -1,24% a 1,36% para portfólios  $2 \times 3$  em países da América Latina. Também está em conformidade com os achados de Carvalho *et al.* (2021), que identificaram que o fator SMB apresentou o maior retorno médio entre todos os fatores.

**Tabela 2** – Estatísticas Descritivas do Retorno Mensal em Excesso nos Fatores

	MKT	SMB	HML	WML	RMW	LMH	CMA	RME	ROE	IPA
<b>Brasil</b>										
$\bar{R}$	-1,87 ***	2,49 ***	2,66 ***	-0,80	-0,70	0,62	-1,53 *	2,12 **	-1,47 **	0,72
t-stat	(-3,19)	(3,39)	(2,77)	(-1,09)	(-0,78)	(0,20)	(-1,96)	(2,16)	(-2,24)	(0,75)
DP	6,51	9,72	12,51	9,33	11,84	40,47	11,06	12,31	8,72	11,75
SR	-0,29	0,26	0,21	-0,09	-0,06	0,02	-0,14	0,17	-0,17	0,06
<b>Chile</b>										
$\bar{R}$	-0,55 *	0,51 *	0,67 **	0,33	-0,27	-0,14	0,22	-0,05	-0,27	0,19
t-stat	(-1,66)	(1,70)	(2,22)	(0,95)	(-0,84)	(-0,40)	(0,83)	(-0,16)	(-0,88)	(0,67)
DP	4,77	3,54	3,74	4,63	4,32	5,14	3,54	3,99	3,63	3,78
SR	-0,12	0,14	0,18	0,07	-0,06	-0,03	0,06	-0,01	-0,07	0,05
<b>Colômbia</b>										
$\bar{R}$	-1,09 *	-0,58	0,27	0,65	-0,03	2,32 ***	-0,52	-0,55	0,54	-0,30
t-stat	(-1,86)	(-1,29)	(0,38)	(0,76)	(-0,04)	(3,14)	(-0,85)	(-0,91)	(1,02)	(-0,61)
DP	6,36	6,57	9,52	8,50	7,11	8,91	7,46	6,39	6,25	5,26
SR	-0,17	-0,09	0,03	0,08	0,00	0,26	-0,07	-0,09	0,09	-0,06
<b>México</b>										
$\bar{R}$	-0,86 ***	0,72 ***	-0,03	0,28	0,13	0,75	-0,37	-0,26	0,30	0,16
t-stat	(-3,03)	(2,77)	(-0,08)	(0,84)	(0,44)	(1,28)	(-1,12)	(-0,64)	(0,66)	(0,50)
DP	3,91	3,32	4,30	4,33	4,01	7,24	4,13	5,28	5,13	4,29
SR	-0,22	0,22	-0,01	0,06	0,03	0,10	-0,09	-0,05	0,06	0,04
<b>Peru</b>										
$\bar{R}$	-0,36	0,42	1,86	0,74	-0,93	0,04	0,35	-0,21	0,01	1,98
t-stat	(-0,53)	(0,76)	(1,50)	(1,15)	(-0,88)	(0,08)	(0,71)	(-0,31)	(0,02)	(1,23)
DP	6,57	6,77	15,30	7,70	12,43	7,01	6,67	7,74	7,82	20,28
SR	-0,05	0,06	0,12	0,10	-0,07	0,01	0,05	-0,03	0,00	0,10

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta a estatística descritiva dos fatores mercado (MKT), Tamanho - *Small Minus Big* (SMB), Valor - *High Menos Low* (HML), Momento - *Winner minus loser* (WML), Rentabilidade - *Robust Minus Weak* (RMW), liquidez - *Low minus High* (LMH), Investimentos - *Conservative Minus Aggressive* (CMA), *Market Equity* (ME), Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE) e os Investimentos por Ativos (IPA). Esses fatores, foram usados nos modelos de precificação CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). As estatísticas descritivas apresentadas foram: o retorno médio mensal ( $\bar{R}$ ), a estatística t com base no teste de Newey-West (1987) (tStat), o desvio padrão (SD) e o Índice de Sharpe (SR) em relação aos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru no período 2010 a 2022. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os retornos médios dos fatores de Lucratividade - RMW e ROE - apresentaram fraco desempenho entre os países. Enquanto RMW não foi significativo em nenhum deles, o ROE mostrou significância estatística apenas no Brasil (-1,47% e  $t\text{-stat} = -2,24$ ), porém, com sinal contrário ao esperado. De modo análogo, os fatores de Investimentos - CMA e RIA - não foram significativos em nenhum dos mercados, exceto, o fator CMA no Brasil, com sinal contrário

ao esperado: -1,53% (t-stat = -1,96). Resultados que confirmam Machado, Faff e Silva (2017), quando observaram retornos não significativos para investimento e lucratividade no mercado Brasileiro. Também seguem o entendimento de Zaremba *et al.*(2019) e Zaremba *et al.* (2021), ao destacarem que os fatores baseados em investimento registraram os piores desempenhos. Com isso, esses resultados ratificam evidências anteriores, como em Jacobs (2016), de que o efeito do crescimento dos ativos não é muito robusto nos mercados internacionais.

Em relação à liquidez, destaca-se que apenas o mercado Colombiano apresentou retorno médio significativo (2,32% e *t-stat* = -3,14). French e Taborda (2018) têm observado que a liquidez (iliquidez) está positivamente (negativamente) associada aos retornos. Segundo esses autores, isso ocorre porque empresas mais líquidas tendem a ter avaliações mais altas devido a melhores mecanismos de governança. Por outro lado, Vasquez-Tejos e Fernandes (2020) mostraram relações inversas entre risco de liquidez e desempenho das ações, indicando que existem recompensas para investir em posições menos líquidas nesses mercados.

De modo geral, os fatores de riscos definidos nos modelos de precificação parecem encontrar resultados divergentes quanto ao desempenho do retorno médio nos países emergentes da América Latina. Sob essa visão, Carvalho *et al.* (2021) chamam a atenção para a separação entre mercados desenvolvidos e emergentes. Além disso, observam-se diferentes comportamentos no retorno médio dos fatores entre os próprios mercados emergentes, como documentado nos estudos de Cakici, Tang e Yan (2016), Foye (2018) e Leite *et al.* (2018).

#### **4.1.3 Anomalias e Modelos de Precificação no Brasil**

Após análise do retorno dos fatores, passa-se a avaliar como os modelos de precificação foram capazes de explicar a existência das anomalias. A Tabela 3 apresenta os alfas das regressões, juntamente com suas estatísticas *t* ajustadas pelo teste de Newey e West (1987), nos portfólios de anomalias em estratégias *long-short* para cada um dos modelos de precificação: CAPM, Fama e French (1992, 1993), Carhart (1997), Fama e French (2015); modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e modelo de Keene e Peterson (2007).

A primeira avaliação foi baseada no CAPM. Segundo Fama e French (1996a), as anomalias surgem quando os padrões nos retornos médios de ações não são explicados pelo modelo CAPM, produzindo retornos anormais positivos e estatisticamente significativos,

independente do nível de risco. Nesse sentido, foram registrados 11 padrões condizentes com a definição proposta por Fama e French (1996a) - BM, FC, CVD, DPL, ROE, ROA, LBA, ME, SUE, MOM6 e MINT -, embora muitos deles com sinais contrários ao esperado, caracterizando que não se pode rejeitar a hipótese de que os alfas mensurados pelo modelo CAPM são estatisticamente diferentes de zero para esses fatores.

**Tabela 3** – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no Brasil.

Fator	CAPM		FF3		C4		FF5		QF		KP	
	$\alpha_{CAPM}$	t-stat	$\alpha_{FF3}$	t-stat	$\alpha_{C4}$	t-stat	$\alpha_{FF5}$	t-stat	$\alpha_{QF}$	t-stat	$\alpha_{KP}$	t-stat
BM	-0,025**	(-2,52)	-0,020***	(-2,72)	-0,018***	(-2,63)	-0,019***	(-2,76)	-0,016**	(-2,09)	-0,019***	(-2,62)
LP	-0,005	(-0,83)	-0,006	(-0,84)	-0,006	(-0,86)	-0,003	(-0,46)	-0,003	(-0,53)	-0,004	(-0,66)
FC	-0,014**	(-2,16)	-0,012*	(-1,95)	-0,012*	(-1,89)	-0,010*	(-1,70)	-0,011*	(-1,83)	-0,011*	(-1,88)
CVD	0,017**	(2,08)	0,012	(1,54)	0,009	(1,22)	0,010	(1,32)	0,008	(1,20)	0,011	(1,46)
DPL	0,010*	(1,81)	0,014***	(2,79)	0,013***	(2,62)	0,012**	(2,59)	0,009*	(1,72)	0,014***	(2,77)
INV	-0,005	(-0,76)	-0,007	(-1,06)	-0,007	(-1,16)	-0,003	(-0,52)	-0,004	(-0,67)	-0,006	(-1,01)
CIN	-0,001	(-0,32)	-0,002	(-0,38)	-0,003	(-0,52)	-0,003	(-0,56)	-0,003	(-0,60)	-0,001	(-0,28)
CES	-0,008	(-0,91)	-0,010	(-1,20)	-0,009	(-1,12)	-0,009	(-1,03)	-0,006	(-0,75)	-0,010	(-1,15)
ACC	0,005	(0,65)	0,007	(1,16)	0,008	(1,29)	0,007	(1,19)	0,006	(0,89)	0,008	(1,28)
AOP	0,002	(0,20)	0,003	(0,54)	0,004	(0,69)	0,004	(0,73)	0,005	(0,68)	0,004	(0,62)
ROE	-0,020***	(-2,74)	-0,012*	(-1,79)	-0,008	(-1,63)	-0,010*	(-1,67)	0,000***	(4,67)	-0,011*	(-1,72)
ROA	-0,024***	(-3,21)	-0,014*	(-1,82)	-0,011	(-1,55)	-0,014*	(-1,93)	-0,010*	(-1,84)	-0,013*	(-1,68)
LBA	-0,021**	(-2,25)	-0,015*	(-1,84)	-0,012*	(-1,68)	-0,014*	(-1,86)	-0,009	(-1,28)	-0,014*	(-1,71)
FSC	0,002	(0,52)	0,005	(1,16)	0,006	(1,41)	0,004	(0,95)	0,007*	(1,73)	0,006	(1,22)
CMB	0,001	(0,08)	-0,001	(-0,09)	-0,002	(-0,31)	-0,003	(-0,36)	-0,003	(-0,41)	0,000	(-0,01)
ME	0,029***	(3,09)	0,017*	(1,89)	0,013	(1,65)	0,016*	(1,92)	0,010*	(1,90)	0,016*	(1,81)
TVOL	0,014	(1,37)	0,010	(1,08)	0,008	(0,90)	0,011	(1,23)	0,006	(0,78)	0,010	(1,10)
BAB	-0,007	(-1,12)	-0,004	(-0,70)	-0,004	(-0,64)	-0,006	(-0,92)	-0,005	(-0,74)	-0,006	(-1,00)
BETA	0,006	(0,74)	0,011	(1,48)	0,009	(1,32)	0,012	(1,50)	0,011	(1,58)	0,011	(1,38)
VTUR	-0,007	(-1,34)	-0,002	(-0,28)	0,001	(0,24)	-0,002	(-0,31)	-0,001	(-0,13)	0,000	(-0,05)
SUE	-0,023***	(-2,73)	-0,023***	(-3,03)	-0,023***	(-3,14)	-0,024***	(-3,08)	-0,019***	(-2,66)	-0,024***	(-3,16)
MOM	-0,014	(-1,28)	-0,015	(-1,35)	-0,011	(-1,09)	-0,015	(-1,39)	-0,009	(-1,01)	-0,014	(-1,28)
MOM6	-0,015**	(-2,11)	-0,010	(-1,35)	-0,009	(-1,27)	-0,011	(-1,46)	-0,008	(-1,32)	-0,010	(-1,31)
AL52	-0,008	(-1,24)	-0,009	(-1,47)	-0,010	(-1,50)	-0,009	(-1,46)	-0,007	(-1,17)	-0,009	(-1,39)
MINT	-0,012*	(-1,79)	-0,014**	(-2,00)	-0,013*	(-1,69)	-0,014*	(-1,97)	-0,009	(-1,34)	-0,013*	(-1,89)

Fonte: Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os alfas das regressões, juntamente com suas estatísticas t ajustadas pelo teste de Newey e West (1987), nos portfólios de anomalias em estratégias long-short com seis modelos de precificação: CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). A variável Fator representa as anomalias *Book-to-Market* (BM), Lucro/Preço (LP), Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do PL (DPL), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos Investimentos (CIN), Crescimento nos Estoques (CES), *Accruals* Totais (ACC), Alavancagem Operacional (AOP), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento Margem Bruta (CMB), Valor de Mercado (ME), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Volatilidade do *Turnover* (VTUR), Lucros Inesperados (SUE), Momento (MOM), Momento Seis Meses (MOM6), Alta 52 Semanas (AL52), Momento Intermediário (MINT), para o Brasil no período 2010 a 2022. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os demais modelos de precificação apresentaram resultados semelhantes para cada grupo de anomalia. O C4 apresentou melhor poder explicativo do retorno médio ao apresentar menor número (seis) de anomalias significativas. Os modelos FF3, FF5 e KP apresentaram desempenhos iguais, evidenciando nove anomalias. Já para o modelo FF5, registraram-se oito anomalias. Dessa forma, as evidências sugerem que a inclusão de novos fatores de risco sistêmico para avaliar a relação risco-retorno tende a diminuir o registro dos retornos anormais, quando comparando ao resultado evidenciado no modelo CAPM.

Assim, os resultados não estão alinhados com as justificativas apresentadas por Fama e

French (1992, 1993) quando utilizaram o modelo de três fatores e verificaram empiricamente que o FF3 pode fornecer uma descrição mais precisa dos retornos médios do que o CAPM. Os achados se coadunam parcialmente com Fama e French (2016) quando eles sugerem a diminuição da lista de anomalias ao utilizar o modelo de cinco fatores. Adicionalmente, os resultados também confrontam as constatações inseridas nos trabalhos de Machado (2009) e Machado, Faff e Silva (2017), que indicaram a superioridade do modelo de Keene e Peterson (2007) para explicar os padrões nos retornos das ações no mercado brasileiro.

Interessante observar ainda que BM, FC, DPL e SUE foram variáveis significativas em todos os modelos, indicando que esses fatores podem ser os mais consistentes no mercado brasileiro. Entretanto, parece não haver consenso quanto à magnitude dos retornos dessas anomalias. Enquanto Araújo, Machado e Martins (2019) verificaram a existência do efeito BM no período de 1995 a 2016, com valor positivo, Cordeiro e Machado (2013) registram sinais negativos para o BM em vários modelos de precificação no período 1995 a 2008.

Seguindo essa lógica, observou-se que o alfa do BM foi significativo, porém, negativo em todos os modelos. Entretanto, Shefrin e Statman (1995), Fama e French (1993), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), De Bondt e Thaler (1985) evidenciaram que as ações de valor tendem a apresentar rentabilidade superior às ações de crescimento, caracterizando o efeito *book-to-market*. Mas, as evidências registradas na Tabela 3 reforçam o posicionamento contrário ao efeito valor-crescimento no Brasil, como apontado por Cordeiro e Machado (2013), que observaram evidências favoráveis às estratégias de crescimento.

#### **4.1.4 Anomalias e Modelos de Precificação no Chile**

Para o mercado chileno, as evidências assemelharam-se aos padrões verificados no Brasil. Como pode ser observado na Tabela 4, o modelo CAPM apresentou interceptos significativos em nove fatores - BM, FC, CVD, INV, CES, LBA, CMB, ME, AL52 - dos quais apenas cinco foram também registrados no Brasil - BM, FC, CVD, LBA, ME. Vale registrar que os modelos FF3, C4, FF5 e KP conseguiram explicar maior quantidade de anomalias, de modo que somente seis fatores foram identificados com retornos anormais.

**Tabela 4** – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no Chile.

Fator	CAPM		FF3		C4		FF5		QF		KP	
	$\alpha_{CAPM}$	t-stat	$\alpha_{FF3}$	t-stat	$\alpha_{C4}$	t-stat	$\alpha_{FF5}$	t-stat	$\alpha_{QF}$	t-stat	$\alpha_{KP}$	t-stat
BM	-0,010***	(-2,81)	-0,001	(-0,45)	-0,002	(-0,55)	-0,001	(-0,36)	-0,008***	(-2,74)	-0,001	(-0,44)
LP	-0,002	(-0,50)	0,002	(0,42)	0,002	(0,42)	0,001	(0,38)	-0,003	(-0,98)	0,002	(0,49)
FC	-0,006*	(-1,68)	-0,002	(-0,60)	-0,002	(-0,56)	-0,002	(-0,78)	-0,007**	(-2,58)	-0,002	(-0,59)
CVD	0,012***	(2,76)	0,011***	(2,62)	0,010**	(2,57)	0,012***	(2,92)	0,012**	(2,46)	0,011***	(2,66)
DPL	0,000	(-0,03)	0,000	(-0,05)	0,000	(0,12)	-0,001	(-0,39)	0,000	(-0,16)	0,000	(-0,10)
INV	0,006*	(1,78)	0,008**	(2,25)	0,008**	(2,25)	0,005*	(1,76)	0,004	(1,54)	0,008**	(2,32)
CIN	0,003	(0,73)	0,007	(1,44)	0,006	(1,44)	0,005	(1,08)	0,002	(0,43)	0,007	(1,51)
CES	0,011**	(2,49)	0,013***	(3,12)	0,013***	(3,13)	0,010***	(2,81)	0,008**	(2,07)	0,013***	(3,06)
ACC	-0,005	(-1,26)	-0,006	(-1,53)	-0,006	(-1,47)	-0,006	(-1,55)	-0,006*	(-1,71)	-0,006	(-1,51)
AOP	-0,001	(-0,15)	-0,003	(-1,13)	-0,003	(-1,02)	-0,004	(-1,37)	-0,001	(-0,36)	-0,003	(-1,13)
ROE	-0,006	(-1,59)	0,000	(-0,04)	-0,001	(-0,26)	0,001	(0,34)	0,000***	(4,15)	0,000	(0,03)
ROA	-0,005	(-1,14)	0,001	(0,22)	0,000	(0,07)	0,002	(0,47)	-0,001	(-0,30)	0,001	(0,24)
LBA	-0,010**	(-2,28)	-0,007*	(-1,74)	-0,007*	(-1,73)	-0,007**	(-2,13)	-0,007*	(-1,96)	-0,007*	(-1,78)
FSC	-0,005	(-1,56)	-0,006**	(-2,22)	-0,006**	(-2,16)	-0,006**	(-2,13)	-0,004	(-1,46)	-0,006**	(-2,23)
CMB	-0,016***	(-3,08)	-0,018***	(-3,58)	-0,018***	(-3,69)	-0,017***	(-3,52)	-0,014***	(-3,21)	-0,018***	(-3,59)
ME	0,007*	(1,66)	0,002	(0,51)	0,003	(0,69)	0,000	(0,01)	0,004*	(1,82)	0,002	(0,43)
TVOL	0,004	(0,74)	0,002	(0,36)	0,001	(0,31)	0,001	(0,24)	0,003	(0,63)	0,002	(0,34)
BAB	-0,002	(-0,47)	0,001	(0,14)	0,001	(0,36)	0,001	(0,14)	-0,003	(-0,52)	0,000	(0,03)
BETA	-0,005	(-1,02)	-0,002	(-0,36)	-0,003	(-0,43)	-0,002	(-0,33)	-0,006	(-1,26)	-0,002	(-0,33)
VTUR	0,002	(0,39)	0,001	(0,25)	0,002	(0,35)	0,001	(0,28)	0,002	(0,50)	0,001	(0,23)
SUE	-0,001	(-0,23)	0,001	(0,19)	0,000	(0,12)	0,001	(0,34)	0,002	(0,61)	0,001	(0,17)
MOM	-0,009	(-1,46)	-0,004	(-0,62)	-0,005	(-0,86)	-0,003	(-0,43)	-0,006	(-1,06)	-0,004	(-0,68)
MOM6	-0,004	(-0,89)	0,000	(0,10)	0,000	(-0,10)	0,002	(0,43)	-0,002	(-0,49)	0,000	(0,09)
AL52	-0,008*	(-1,78)	-0,006	(-1,22)	-0,006	(-1,22)	-0,006	(-1,28)	-0,008*	(-1,97)	-0,006	(-1,21)
MINT	-0,007	(-1,15)	-0,002	(-0,32)	-0,003	(-0,55)	-0,001	(-0,22)	-0,005	(-0,94)	-0,002	(-0,34)

Fonte: Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os alfas das regressões, juntamente com suas estatísticas t ajustadas pelo teste de Newey e West (1987), nos portfólios de anomalias em estratégias long-short com seis modelos de precificação: CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). A variável Fator representa as anomalias *Book-to-Market* (BM), Lucro/Preço (LP), Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do PL (DPL), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos Investimentos (CIN), Crescimento nos Estoques (CES), *Accruals* Totais (ACC), Alavancagem Operacional (AOP), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento Margem Bruta (CMB), Valor de Mercado (ME), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Volatilidade do *Turnover* (VTUR), Lucros Inesperados (SUE), Momento (MOM), Momento Seis Meses (MOM6), Alta 52 Semanas (AL52), Momento Intermediário (MINT), para o Chile, no período 2010 a 2022. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por outro lado, o modelo QF obteve desempenho inferior, assemelhando-se ao CAPM. Com isso, essas evidências reforçam as observações propostas por Rodrigues e Maturana (2010), ao comparar CAPM com FF3 no mercado chileno. De modo geral, verificaram que o modelo de três fatores de Fama e French (1992, 1993) pode explicar de maneira significativa os retornos de ações no período entre janeiro de 1998 e dezembro de 2007, com um ajuste suficientemente alto. Assim, destacaram que os retornos das ações no Chile podem ser fundamentalmente explicados pelos fatores Tamanho e Book-to-Market.

#### 4.1.5 Anomalias e Modelos de Precificação na Colômbia

Embora o mercado Colombiano tenha sido caracterizado por uma maior taxa de crescimento nos últimos dez anos, com a unificação e criação de uma única bolsa de valores eletrônica, ainda tem limitações quando ao número de empresas e a liquidez do mercado (Campo, 2012). Assim, para esta tese, foram coletados dados de 15 ações no período 2012 a 2022. Mesmo com essa limitação na amostra, os resultados seguem os padrões já vistos para os outros países, como pode ser observado na Tabela 5.

**Tabela 5** – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias na Colômbia

Fator	CAPM		FF3		C4		FF5		QF		KP	
	$\alpha_{CAPM}$	t-stat	$\alpha_{FF3}$	t-stat	$\alpha_{C4}$	t-stat	$\alpha_{FF5}$	t-stat	$\alpha_{QF}$	t-stat	$\alpha_{KP}$	t-stat
<b>BM</b>	0,016	(1,24)	0,007	(0,65)	0,008	(0,77)	0,002	(0,20)	-0,002	(-0,28)	0,004	(0,43)
<b>LP</b>	0,004	(0,34)	0,010	(1,08)	0,007	(0,71)	0,009	(1,35)	0,010	(1,32)	0,008	(0,83)
<b>FC</b>	0,005	(0,60)	0,003	(0,33)	0,004	(0,39)	-0,002	(-0,28)	-0,002	(-0,29)	0,000	(0,01)
<b>CVD</b>	-0,018	(-1,43)	-0,015	(-1,27)	-0,018	(-1,58)	-0,009	(-1,03)	-0,007	(-0,91)	-0,019	(-1,57)
<b>DPL</b>	-0,008	(-0,69)	-0,012	(-1,14)	-0,013	(-1,21)	-0,002	(-0,25)	-0,005	(-0,41)	-0,012	(-1,17)
<b>INV</b>	-0,009	(-0,75)	-0,006	(-0,57)	-0,010	(-0,85)	0,010**	(2,63)	0,010***	(2,94)	-0,008	(-0,67)
<b>CIN</b>	-0,003	(-0,20)	0,000	(0,02)	-0,002	(-0,20)	0,012	(1,39)	0,011	(1,33)	-0,001	(-0,09)
<b>CES</b>	-0,004	(-0,33)	-0,007	(-0,66)	-0,005	(-0,42)	-0,006	(-0,60)	-0,006	(-0,64)	-0,004	(-0,41)
<b>ACC</b>	-0,008	(-0,87)	-0,002	(-0,28)	-0,002	(-0,22)	-0,001	(-0,14)	-0,003	(-0,44)	-0,003	(-0,38)
<b>AOP</b>	0,006	(0,45)	0,004	(0,37)	0,003	(0,31)	-0,003	(-0,29)	0,002	(0,17)	0,000	(-0,02)
<b>ROE</b>	0,015*	(1,68)	0,008	(1,16)	0,009	(1,34)	0,007	(0,97)	0,000	(-1,01)	0,007	(0,98)
<b>ROA</b>	0,020	(1,38)	0,011	(1,11)	0,012	(1,13)	0,008	(1,04)	0,006	(0,90)	0,015	(1,42)
<b>LBA</b>	0,013	(0,90)	0,007	(0,55)	0,004	(0,35)	0,003	(0,31)	0,007	(0,67)	0,001	(0,08)
<b>FSC</b>	0,007	(0,55)	0,004	(0,35)	0,003	(0,27)	0,000	(-0,01)	0,001	(0,15)	0,006	(0,49)
<b>CMB</b>	0,005	(0,42)	0,001	(0,13)	0,004	(0,38)	-0,004	(-0,47)	-0,004	(-0,55)	0,003	(0,27)
<b>ME</b>	-0,014	(-0,97)	-0,006	(-0,56)	-0,004	(-0,36)	-0,002	(-0,20)	0,000	(0,07)	-0,009	(-0,80)
<b>TVOL</b>	0,020	(1,60)	0,017	(1,63)	0,018*	(1,75)	0,012	(1,38)	0,010	(0,81)	0,008	(0,96)
<b>BAB</b>	-0,009	(-0,75)	-0,011	(-0,94)	-0,012	(-1,11)	-0,012	(-0,91)	-0,011	(-0,74)	0,000	(-0,02)
<b>BETA</b>	-0,020	(-1,65)	-0,017	(-1,41)	-0,015	(-1,49)	-0,022*	(-1,83)	-0,020	(-1,54)	-0,002	(-0,23)
<b>VTUR</b>	0,002	(0,20)	0,004	(0,35)	0,006	(0,53)	0,001	(0,08)	-0,003	(-0,25)	0,006	(0,50)
<b>SUE</b>	0,006	(0,48)	0,008	(0,66)	0,003	(0,25)	0,011	(0,82)	0,009	(0,79)	0,009	(0,58)
<b>MOM</b>	-0,013	(-0,93)	-0,014	(-0,93)	-0,014	(-0,89)	-0,013	(-1,00)	-0,017	(-1,39)	-0,012	(-0,77)
<b>MOM6</b>	0,003	(0,24)	0,004	(0,38)	0,001	(0,10)	0,009	(0,93)	0,007	(0,55)	0,001	(0,07)
<b>AL52</b>	-0,026	(-1,61)	-0,023	(-1,54)	-0,023*	(-1,68)	-0,021	(-1,35)	-0,018	(-1,16)	-0,007	(-0,60)
<b>MINT</b>	0,010	(1,22)	0,011	(1,27)	0,014*	(1,93)	0,011	(1,42)	0,008	(1,33)	0,015*	(1,75)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os alfas das regressões, juntamente com suas estatísticas t ajustadas pelo teste de Newey e West (1987), nos portfólios de anomalias em estratégias long-short com seis modelos de precificação: CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). A variável Fator representa as anomalias *Book-to-Market* (BM), Lucro/Preço (LP), Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do PL (DPL), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos Investimentos (CIN), Crescimento nos Estoques (CES), *Accruals* Totais (ACC), Alavancagem Operacional (AOP), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento Margem Bruta (CMB), Valor de Mercado (ME), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Volatilidade do *Turnover* (VTUR), Lucros Inesperados (SUE), Momento (MOM), Momento Seis Meses (MOM6), Alta 52 Semanas (AL52), Momento Intermediário (MINT), para a Colômbia, no período 2012 a 2022. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Em cada um dos modelos investigados, apenas o modelo FF5 apresentou mais de um alfa significativo. Por outro lado, o modelo FF3 não registrou significância estatística em nenhum

deles. Embora se considere a limitação dos dados, essas evidências seguem os resultados já observados para a Colômbia. Como destacado por Muñoz e Leyton (2015), que avaliaram os potenciais fatores de risco com influência nos retornos de ativos com base no modelo de três fatores de Fama e French (1993), a principal conclusão foi considerar o fator tamanho (SMB) como o mais influente no comportamento dos retornos dos ativos. Londoño e Cuan (2011), avaliando a eficácia que as variáveis tamanho e *Book-to-Market* têm para capturar o retorno médio esperado dos ativos, fizeram uso de modelo de redes neurais artificiais, descobriram que o modelo FF3 é o que melhor se adequa às condições do mercado de ações Colombiano. Com isso, sugerem que os fatores de risco microeconômicos são importantes para explicar os retornos dos ativos.

#### **4.1.6 Anomalias e Modelos de Precificação no México**

No México, os resultados seguiram os padrões observados nos demais países, porém, com o modelo FF3 apresentando maior poder explicativo sobre as anomalias CVD, MOM, AL52 e MINT, como pode ser observado na Tabela 6. Esses resultados já foram confirmados por Saucedo e González (2021), que também verificaram a relevância do modelo FF3 para estimar os retornos das ações no México. Seus estudos identificaram que os coeficientes estimados foram estatisticamente significativos e consistentes com os valores esperados. Para o prêmio de risco de mercado, o coeficiente foi sempre significativo e estatisticamente relevante. Já os portfólios SMB, compostos por empresas pequenas, apresentaram um prêmio de tamanho, que desapareceu quando empresas grandes foram incluídas no portfólio e os coeficientes HML foram estatisticamente significativos para todo o período, independentemente do portfólio.

Em relação aos outros modelos de precificação utilizados na pesquisa, observaram-se semelhantes poder explicativo para as anomalias, igualando-se ao CAPM com cinco alfas significativos. Entretanto, o modelo QF apresentou maior número de alfas significativos, destacando-se nove anomalias - BM, CVD, AOP, ROA, LBA, CMB, MOM, ALT52, MINT. Dentre as anomalias observadas, destacou-se o Crescimento nas Vendas (CVD) com alfas positivos e significativos em todos os modelos.

Outros aspecto que pode ser destacado é com relação às anomalias classificadas como

**Tabela 6** – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no México.

Fator	CAPM		FF3		C4		FF5		QF		KP	
	$\alpha_{CAPM}$	t-stat	$\alpha_{FF3}$	t-stat	$\alpha_{C4}$	t-stat	$\alpha_{FF5}$	t-stat	$\alpha_{QF}$	t-stat	$\alpha_{KP}$	t-stat
BM	-0,006	(-1,44)	-0,004	(-1,38)	-0,004	(-1,62)	-0,004	(-1,51)	-0,007**	(-2,23)	-0,004	(-1,40)
LP	-0,002	(-0,61)	-0,001	(-0,29)	-0,001	(-0,30)	-0,001	(-0,31)	-0,002	(-0,52)	-0,001	(-0,28)
FC	-0,002	(-0,43)	-0,001	(-0,25)	-0,001	(-0,29)	-0,001	(-0,16)	-0,001	(-0,31)	-0,001	(-0,26)
CVD	0,009***	(2,92)	0,009***	(3,05)	0,009***	(2,96)	0,009***	(3,01)	0,009***	(3,16)	0,010***	(3,37)
DPL	-0,001	(-0,16)	0,000	(-0,11)	0,000	(-0,10)	0,000	(-0,04)	-0,001	(-0,28)	-0,001	(-0,15)
INV	-0,002	(-0,70)	-0,003	(-0,95)	-0,003	(-0,96)	-0,001	(-0,35)	-0,001	(-0,33)	-0,003	(-0,97)
CIN	0,000	(-0,09)	0,000	(-0,06)	0,000	(-0,07)	0,000	(0,09)	-0,001	(-0,16)	0,000	(0,00)
CES	-0,002	(-0,74)	-0,003	(-0,82)	-0,003	(-0,84)	-0,001	(-0,45)	-0,002	(-0,48)	-0,003	(-0,83)
ACC	-0,001	(-0,25)	0,000	(0,05)	0,000	(0,04)	0,000	(0,05)	-0,002	(-0,42)	0,000	(0,01)
AOP	-0,005	(-1,64)	-0,003	(-1,10)	-0,003	(-1,14)	-0,005	(-1,29)	-0,006*	(-1,92)	-0,003	(-1,02)
ROE	0,001	(0,22)	0,002	(0,62)	0,002	(0,63)	0,002	(0,58)	0,000	(0,78)	0,002	(0,60)
ROA	-0,004	(-0,88)	-0,001	(-0,30)	-0,001	(-0,30)	-0,002	(-0,55)	-0,005*	(-1,83)	-0,001	(-0,31)
LBA	-0,006	(-1,45)	-0,004	(-1,00)	-0,004	(-1,04)	-0,004	(-1,18)	-0,007**	(-2,27)	-0,004	(-0,99)
FSC	0,002	(0,58)	0,002	(0,81)	0,002	(0,81)	0,002	(0,72)	0,002	(0,57)	0,002	(0,78)
CMB	-0,006*	(-1,81)	-0,005	(-1,65)	-0,005*	(-1,66)	-0,006*	(-1,79)	-0,007**	(-2,13)	-0,005*	(-1,74)
ME	0,003	(0,57)	-0,001	(-0,19)	-0,001	(-0,19)	-0,001	(-0,15)	0,003	(1,36)	-0,001	(-0,22)
TVOL	-0,001	(-0,25)	-0,003	(-0,85)	-0,003	(-0,85)	-0,003	(-0,71)	-0,001	(-0,22)	-0,003	(-0,91)
BAB	0,001	(0,28)	0,003	(0,82)	0,003	(0,81)	0,002	(0,51)	0,000	(0,09)	0,003	(0,80)
BETA	-0,003	(-0,68)	-0,001	(-0,36)	-0,001	(-0,37)	-0,002	(-0,48)	-0,003	(-0,89)	-0,001	(-0,34)
VTUR	-0,004	(-0,87)	-0,003	(-0,82)	-0,003	(-0,82)	-0,004	(-0,89)	-0,004	(-1,06)	-0,003	(-0,79)
SUE	-0,003	(-0,76)	-0,002	(-0,41)	-0,002	(-0,42)	-0,002	(-0,43)	-0,003	(-1,02)	-0,002	(-0,49)
MOM	-0,010**	(-2,55)	-0,009**	(-2,14)	-0,009**	(-2,14)	-0,009**	(-2,19)	-0,010***	(-2,91)	-0,009**	(-2,13)
MOM6	-0,005	(-1,32)	-0,004	(-1,00)	-0,004	(-1,04)	-0,004	(-1,13)	-0,005	(-1,42)	-0,004	(-0,99)
AL52	-0,009**	(-1,98)	-0,008*	(-1,87)	-0,008*	(-1,88)	-0,007*	(-1,67)	-0,008*	(-1,97)	-0,008*	(-1,89)
MINT	-0,010**	(-2,46)	-0,008**	(-2,10)	-0,008**	(-2,09)	-0,009**	(-2,51)	-0,011***	(-2,94)	-0,008**	(-2,17)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Esta tabela apresenta os alfas das regressões, juntamente com suas estatísticas t ajustadas pelo teste de Newey e West (1987), nos portfólios de anomalias em estratégias long-short com seis modelos de precificação: CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). A variável Fator representa as anomalias *Book-to-Market* (BM), Lucro/Preço (LP), Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do PL (DPL), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos Investimentos (CIN), Crescimento nos Estoques (CES), *Accruals* Totais (ACC), Alavancagem Operacional (AOP), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento Margem Bruta (CMB), Valor de Mercado (ME), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Volatilidade do *Turnover* (VTUR), Lucros Inesperados (SUE), Momento (MOM), Momento Seis Meses (MOM6), Alta 52 Semanas (AL52), Momento Intermediário (MINT), para o México, no período 2010 a 2022. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Momento. Em todos os modelos, houve significância nas anomalias de Momento (MOM), Alta de 52 Semanas (AL52) e Momento Intermediário (MINT). Esses resultados são condizentes com as evidências apontadas por Diaz-Ruiz, Herrerias e Vasquez (2020), ao identificarem que o momento tem, robustamente, a capacidade de prevê os retornos futuros em portfólio univariado nas estratégias ponderadas por valor.

#### 4.1.7 Anomalias e Modelos de Precificação no Peru

Para o teste dos modelos de precificação no Peru, os resultados foram mais consistente do que nos outros países, por evidenciar menor número de fatores com retornos anormais, conforme pode ser observado na Tabela 7. Com base no modelo CAPM, apenas quatro anomalias foram

identificadas - CVD, LBA, BAB, MOM - com significância estatística de 10%. Destaque-se que CVD e BAB foram os únicos fatores que apresentaram alfas positivos. Para os demais modelos, os resultados foram semelhantes, com poucas evidências de retornos anormais, ou seja, apenas uma anomalia foi identificada para os modelos FF3, FF5, C4 e KP.

**Tabela 7** – Alfa dos modelos de precificação nos portfólios de anomalias no Peru.

Fator	CAPM		FF3		C4		FF5		QF		KP	
	$\alpha_{CAPM}$	t-stat	$\alpha_{FF3}$	t-stat	$\alpha_{C4}$	t-stat	$\alpha_{FF5}$	t-stat	$\alpha_{QF}$	t-stat	$\alpha_{KP}$	t-stat
BM	-0,022	(-1,44)	0,001	(0,26)	0,001	(0,36)	0,000	(0,17)	-0,006	(-0,77)	0,001	(0,29)
LP	-0,004	(-0,75)	0,001	(0,19)	0,000	(-0,10)	0,001	(0,21)	0,000	(-0,04)	0,001	(0,16)
FC	-0,009	(-1,26)	-0,005	(-0,80)	-0,006	(-0,99)	-0,003	(-0,54)	-0,004	(-0,69)	-0,006	(-0,87)
CVD	0,009*	(1,86)	0,007	(1,25)	0,008	(1,37)	0,007	(1,63)	0,007	(1,53)	0,008	(1,55)
DPL	-0,005	(-0,77)	-0,002	(-0,32)	-0,001	(-0,23)	-0,001	(-0,16)	-0,003	(-0,67)	-0,003	(-0,42)
INV	-0,001	(-0,30)	-0,001	(-0,19)	-0,001	(-0,22)	-0,006	(-1,62)	-0,005	(-1,25)	-0,001	(-0,18)
CIN	0,000	(-0,05)	0,003	(0,50)	0,003	(0,57)	-0,001	(-0,10)	0,000	(0,04)	0,003	(0,52)
CES	0,005	(0,82)	0,003	(0,54)	0,004	(0,63)	0,000	(0,07)	0,001	(0,14)	0,004	(0,59)
ACC	0,011	(0,99)	0,008	(0,76)	0,009	(0,88)	0,005	(0,48)	0,007	(0,67)	0,009	(0,78)
AOP	0,001	(0,11)	0,001	(0,16)	0,002	(0,42)	0,001	(0,19)	0,001	(0,11)	0,000	(0,08)
ROE	-0,003	(-0,41)	-0,002	(-0,21)	-0,003	(-0,40)	-0,004	(-0,52)	0,000	(0,00)	-0,001	(-0,18)
ROA	-0,002	(-0,24)	-0,001	(-0,12)	-0,001	(-0,13)	0,000	(-0,03)	0,001	(0,19)	-0,002	(-0,22)
LBA	-0,014*	(-1,70)	-0,008	(-1,19)	-0,008	(-1,22)	-0,008	(-1,35)	-0,008	(-1,48)	-0,009	(-1,25)
FSC	0,005	(0,83)	0,004	(0,65)	0,004	(0,61)	0,002	(0,45)	0,002	(0,32)	0,004	(0,70)
CMB	-0,003	(-0,46)	-0,004	(-0,73)	-0,005	(-1,00)	-0,004	(-0,76)	-0,004	(-0,79)	-0,005	(-0,77)
ME	0,004	(0,56)	0,003	(0,40)	0,004	(0,56)	0,004	(0,71)	0,004	(1,42)	0,003	(0,43)
TVOL	-0,001	(-0,17)	-0,005	(-0,94)	-0,006	(-1,07)	-0,003	(-0,66)	-0,004	(-0,81)	-0,005	(-0,91)
BAB	0,009*	(1,85)	0,012***	(2,88)	0,012***	(2,80)	0,012***	(2,87)	0,013***	(3,38)	0,011**	(2,50)
BETA	0,002	(0,18)	0,003	(0,29)	0,004	(0,48)	0,003	(0,33)	0,000	(-0,05)	0,002	(0,24)
VTUR	0,008	(0,96)	0,007	(0,90)	0,004	(0,78)	0,005	(0,73)	0,004	(0,53)	0,008	(1,17)
SUE	0,000	(0,02)	-0,002	(-0,28)	-0,002	(-0,45)	-0,001	(-0,21)	-0,002	(-0,47)	-0,001	(-0,22)
MOM	-0,012*	(-1,87)	-0,011	(-1,62)	-0,011	(-1,63)	-0,010	(-1,54)	-0,010	(-1,43)	-0,011*	(-1,71)
MOM6	-0,004	(-0,57)	0,000	(0,07)	-0,001	(-0,24)	0,001	(0,18)	0,001	(0,13)	0,000	(-0,07)
AL52	-0,001	(-0,24)	0,000	(-0,02)	0,001	(0,15)	-0,002	(-0,37)	-0,002	(-0,45)	0,000	(0,07)
MINT	0,000	(0,03)	0,000	(-0,01)	0,000	(-0,08)	0,001	(0,23)	0,001	(0,30)	0,000	(-0,09)

Fonte: Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os alfas das regressões, juntamente com suas estatísticas t ajustadas pelo teste de Newey e West (1987), nos portfólios de anomalias em estratégias long-short com seis modelos de precificação: CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). A variável Fator representa as anomalias *Book-to-Market* (BM), Lucro/Preço (LP), Fluxo Caixa/Preço (FC), Crescimento das Vendas (CVD), Dívida por Valor do PL (DPL), Crescimento dos Ativos (INV), Crescimento nos Investimentos (CIN), Crescimento nos Estoques (CES), *Accruals* Totais (ACC), Alavancagem Operacional (AOP), Retorno Sobre o Patrimônio Líquido (ROE), Retorno Sobre os Ativos (ROA), Lucro Bruto Sobre os Ativos (LBA), Fundamental Score (FSC), Crescimento Margem Bruta (CMB), Valor de Mercado (ME), Volatilidade Total (TVOL), Apostando Contra o Beta (BAB), Beta CAPM (BETA), Volatilidade do *Turnover* (VTUR), Lucros Inesperados (SUE), Momento (MOM), Momento Seis Meses (MOM6), Alta 52 Semanas (AL52), Momento Intermediário (MINT), para o Peru, no período 2012 a 2022. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Adicionalmente, verificou-se que todos os modelos apresentaram alfas significativos para BAB com retornos médios positivos. Essas evidências alinham-se às proposições defendidas por Franzzini e Pedersen (2014) que consideram o fator BAB, que envolve a compra alavancada de ativos de baixo beta e a venda a descoberto de ativos de alto beta, capaz de gerar retornos ajustados ao risco significativamente positivos.

Em síntese, todos esses resultados para os países emergentes da América Latina reforçam o entendimento de que, para o período analisado, as anomalias estão presentes nesses mercados, embora em menor grau do que o esperado para o conjunto das 25 anomalias

investigadas. Em relação aos modelos de precificação de ativo, ficou evidente que o CAPM não é capaz de explicar consistentemente os fatores de riscos, o que justifica a existência das anomalias conforme Fama e French (1992, 1993). Além disso, evidenciando o CAPM como o modelo com maior possibilidade de gerar alfa significativos em todos os países. Por outro lado, o modelo de três fatores (Fama; French, 1993) foi o mais promissor na explicação dos retornos, corroborando trabalhos que analisaram esses modelos em mercados emergentes, como Xie e Qu (2016), no qual destacaram que o modelo de Fama e French (1993) se ajustou muito bem, sendo capaz de elevar o poder preditivo em relação ao CAPM.

Ao mesmo tempo, esses resultados apontam indícios que contradizem os achados de Zaremba e Czapkiewicz (2017). Ao analisarem anomalias em mercados emergentes da Europa, destacaram que o modelo de Fama e French (2015) mostrou-se superior em explicar os retornos dos portfólios formados a partir de diversas anomalias. Também vai de encontro aos trabalhos de Foye (2018), quando mostraram a superioridade do modelo FF5 nas regiões da Europa Oriental e da América Latina. Adicionalmente, também confronta os achados de Leite *et al.* (2018), que indicaram os modelos de Carhart (1997) e de Fama e French (2015) como tendo o melhor ajuste para as anomalias e Carvalho *et al.* (2021), que novamente confirmam a superioridade do modelo de cinco fatores para a América Latina.

#### 4.1.8 Sentimento do Investidor na América Latina

Após finalizar os primeiros testes sobre a existência das anomalias e sobre a capacidade de os modelos de precificação de ativos explicar sua existência nos mercados emergentes da América Latina, avalia-se, em que medida, o Sentimento do Investidor influencia o surgimento das anomalias nesses países. Assim, discorre-se sobre os resultados que caracterizam o estudo da **Primeira Hipótese** de pesquisa balizada sobre a ideia de que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza.

Neste trabalho, desenvolveu-se um índice de sentimento do investidor a partir das características específicas das firmas (SIEF). A variável SIEF foi estimada com base na primeira componente principal de quatro indicadores de movimento de preços e volume de negociação, conforme Seok, Cho e Ryu (2019a, 2019b) e Fu *et al.* (2021): RSI, PLI, ATR e

LTV, já detalhadas na metodologia.

Para reduzir a influência comum de cada componente em relação ao mercado de ações como um todo, as *proxies* de sentimento foram ortogonalizadas pelo índice de mercado para expurgar os efeitos das mudanças nos preços das ações oriundo das mudanças no risco sistemático. Com isso, foram realizadas regressões em cada componente em relação ao excesso do mercado de ações em cada país. Por fim, os resíduos da regressão de cada variável foram definidos como as *proxies* individuais para serem utilizadas na ACP para gerar o SIEF ortogonalizado. Assim, combinando os quatro indicadores, foram obtidas as cargas fatoriais do primeiro componente principal, conforme definido na Tabela 8.

**Tabela 8** – Cargas fatoriais e variância explicada do índice de sentimento em cada país

	RSI	PLI	ATR	LTV	Variância
<b>Brasil</b>	0,64	0,65	0,29	0,28	0,47
<b>Chile</b>	0,66	0,65	0,32	0,19	0,46
<b>Colômbia</b>	0,66	0,67	0,32	0,09	0,43
<b>México</b>	0,66	0,67	0,34	-0,07	0,43
<b>Peru</b>	0,64	0,66	0,17	0,34	0,46

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** A tabela apresenta a carga fatorial do primeiro componente principal da Análise de Componentes Principais (ACP), bem como a variância explicada do componente comum (Variância), ou seja, do índice de sentimento do investidor específico da firma (SIEF), no período de 2010 a 2022, exceto na Colômbia, cuja série foi iniciada em 2013. RSI é o Índice de Força Relativa, PLI é o Índice de Linha Psicológica, ATR é Taxa de Rotatividade Ajustada e LTV é o Logaritmo do Volume Negociado. Todas as variáveis apresentaram correlações estatisticamente significativas (Spearman) com o índice de sentimento de cada país, como pode ser verificado no Apêndice III.

Em média, o nível de variância explicada do primeiro componente principal comum de cada país foi semelhante ao reportado por Seok, Cho e Ryu (2019a), ou seja, a variância aproximou-se de 45% em todos os países da amostra. Além disso, todas as *proxies* apresentaram sinal coerente com a expectativa de relação positiva com o sentimento do investidor. Destaque-se que as variáveis ATR e LTV apresentaram menores cargas fatoriais. Conforme Yang e Zhang (2014), a medida ATR é utilizada para fazer a distinção entre sentimento otimista e pessimista. Um ATR maior indica uma maior atividade de negociação, sugerindo expectativas otimistas em relação aos preços das ações. De modo semelhante, o volume de negociação (LTV) é outra medida de liquidez das ações e reflete as opiniões dos investidores em relação ao mercado de ações (Baker; Stein, 2004). Dessa forma, entende-se que, nos países emergentes da América Latina, no período reportado, há uma baixa atividade de negociação que pode estar relacionada ao sentimento de pessimismo do investidor, reduzindo o volume de negociação nesses países.

Como registrado por Baker e Wurgler (2006), o sentimento do investidor pode ser definido como a propensão para especular, de modo que a flutuação do sentimento do investidor pode exercer uma influência profunda em ações altamente voláteis, pequenas e jovens. Assim, quando o sentimento for pessimista, essas ações apresentam retornos subsequentes relativamente altos e vice-versa. Com base nessa hipótese, uma medida de sentimento específica da firma pode revelar consistentes resultados sobre a existência das anomalias no mercado de ações, informando se elas podem ser mais significativas após períodos de sentimento elevado (Stambaugh; Yu; Yuan, 2012).

Seguindo Yang, Ryu e Ryu (2017), escolher uma medida de sentimento em nível de firma possui algumas vantagens pela disponibilidade de dados em intervalos de frequência mais elevados (por exemplo, diários) do que outras medidas de sentimento agregado. Além disso, sentimento em nível de firma permite analisar os efeitos diferenciais do sentimento do investidor sobre a dinâmica de preços dos ativos e sobre o comportamento de negociação com base nas características das empresas. Finalmente, a medida de sentimento em nível de firma com base na negociação de ações individuais pode ser construída com sucesso usando o conjunto de dados de mercados emergentes, que sofrem com problemas de dados insuficientes ou não observáveis.

Dessa forma, com base nos resultados reportado na Tabela 8, o índice de sentimento do investidor específico da firma (SIEF), com periodicidade diária, foi obtido, multiplicando-se as cargas fatoriais pelos respectivos valores das *proxies* individuais ortogonalizadas pelo retorno de mercado. A Tabela 9 apresenta a estatística descritiva - Média, Mediana, Desvio Padrão, Valor Mínimo, Valor Máximo, Coeficiente de Variação e Número de Observações - para o SIEF no período 2010 a 2022, exceto na Colômbia, cuja série foi iniciada em 2013.

**Tabela 9** – Estatística descritiva do sentimento do investidor em nível de firma (SIEF)

	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>SD</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>CV</b>	<b>Obs</b>
<b>Brasil</b>	0,0189	0,0072	0,9491	-3,29	3,96	50,15	18.485
<b>Chile</b>	0,0379	0,0204	0,9538	-3,79	2,96	25,20	6.087
<b>Colômbia</b>	0,0329	0,0220	0,9767	-2,45	2,87	29,66	969
<b>México</b>	0,0044	0,0000	0,9305	-3,64	3,85	209,87	10.790
<b>Peru</b>	0,1989	0,1485	0,9600	-2,63	3,31	4,83	1.660

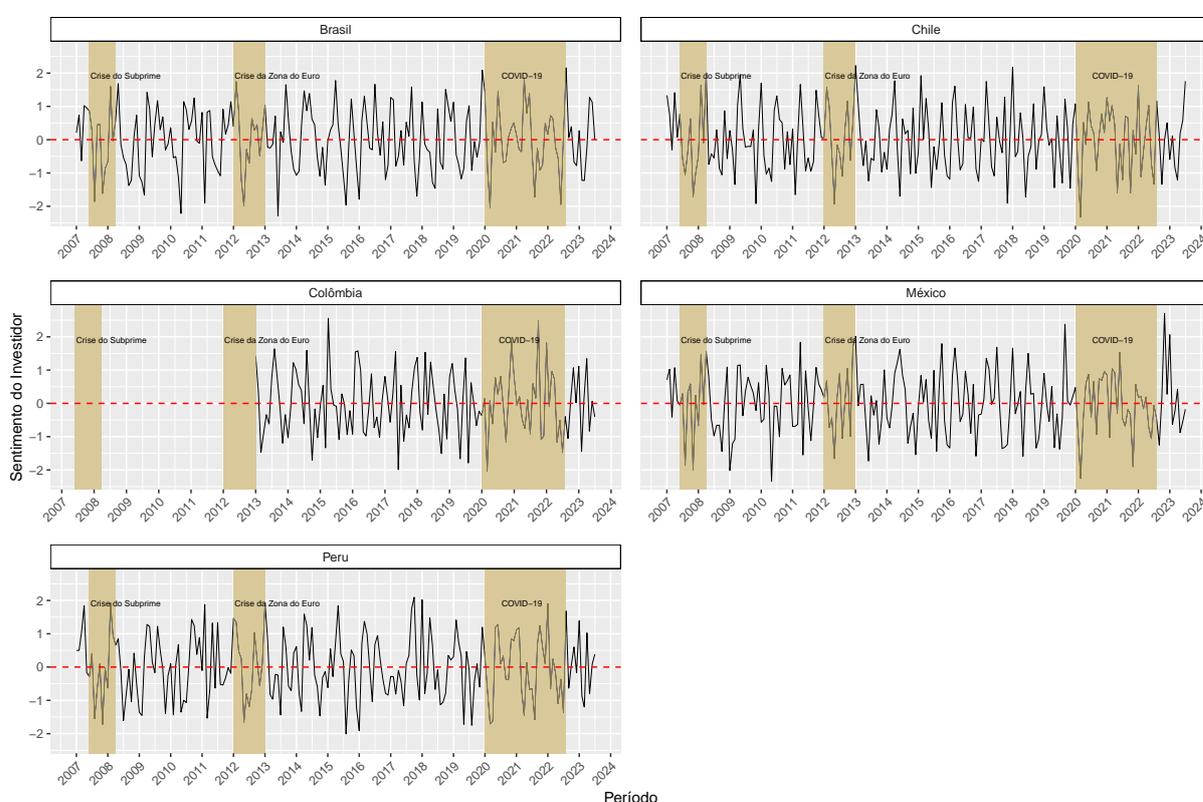
**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** A tabela apresenta as estatísticas descritivas - Média, Mediana, Desvio Padrão (SD), Valor Mínimo (Min), Valor Máximo (Max), Coeficiente de Variação (CV) e Número de Observações (Obs) - do Sentimento do Investidor Específico da Firma (SIEF) para o período 2010 a 2022, exceto na Colômbia, cuja série foi iniciada em 2013.

Verificou-se que, em média, o menor nível de sentimento específico da firma foi observado no México (0,0044), com variação entre -3,64 e 3,85 e desvio-padrão de 0,9305.

Por outro lado, observou-se que o maior valor registrado foi o sentimento das firmas no Peru (0,1989), porém, oscilando entre -2,63 e 3,31, com desvio-padrão de 0,96. Apesar do registro de diferentes resultados para o SIEF entre os países, observou-se uma tendência entre valores máximo e mínimo, bem como de desvio-padrão, semelhante em todos os países, indicando que, apesar das especificidades de cada país, o mercado regional tende a obter comportamento semelhante. Como demonstra Davidson (2020), na América Latina, além de um efeito contágio presente durante a crise financeira global, há outros canais de transmissão macroeconômicos e de incertezas que desempenharam um papel significativo durante algumas crises na região.

**Figura 2:** Sentimento do investidor específico da firma em cada país.



**Legenda:** Sentimento do investidor específico da firma foi padronizado com média zero e desvio-padrão um, entre o período de junho de 2007 a julho de 2023, exceto na Colômbia, cuja série foi iniciada em 2013; a linha vermelha apresenta a média dos valores; as áreas destacadas representam períodos de crises internacionais comuns a todos os países.

**Fonte:** Elaborado pelo autor.

Nesse sentido, apresentam-se na Figura 2 evidências de como o SIEF acompanha alguns eventos relevantes para os mercados de capitais dos países analisados. Visualiza-se que os índices apresentam quedas antes ou durante as crises do sub-prime (2008), da zona do Euro (2011) e do período pandêmico da COVID-19, refletindo as reduções e aumentos gerais nos níveis de preços que ocorreram em decorrência desses eventos.

De fato, Cevik *et al.* (2022) mostraram que há uma relação entre sentimentos positivos e negativos dos investidores e os retornos e a volatilidade do mercado de ações durante o período do coronavírus. Desse modo, observaram que um aumento no sentimento positivo do investidor tende a provocar um aumento nos retornos das ações, enquanto o sentimento negativo pode diminuir os retornos das ações e aumentar a volatilidade.

#### 4.1.9 Anomalias e Sentimento do Investido na América Latina

Após a análise descritiva de como foi determinado o Sentimento do Investidor Específico da Firma, passa-se a realizar testes econométricos a partir dos modelos de precificação de ativo para verificar em que medida o SIEF influencia o comportamento das anomalias nos mercados emergentes da América Latina. A Tabela 10 expressa os coeficientes beta da regressão entre os retornos *long-short* das anomalias e o SIEF.

No intuito de ajustar o sentimento do investidor aos fatores de riscos, foram incluídos os fatores derivados dos modelos de precificação CAPM, FF3, C4, FF5, QF e QP. Assim, em cada coluna da Tabela 10, tem-se os coeficientes beta do SIEF estimado por MQO com erros robustos à correlação e heterocedasticidade, por meio da matriz robusta de Newey e West (1987).

O modelo padrão utilizado nesta tese foi baseado nos trabalhos de Stambaugh, Yu e Yuan (2012) e Machado e Medeiros (2014), que verificaram a influência do índice de sentimento do investidor sobre o retorno médio das ações em estratégias baseadas em anomalias. De modo semelhante ao proposto por esses autores, os retornos das carteiras baseados nos tercis extremos de cada anomalia foram regredidos na condição de variável dependente contra o índice de sentimento do investidor específico da firma no mês  $t$ . Em cada modelo, realizou-se o Fator de Inflação de Variância (VIF) e não foi encontrado multicolinearidade entre os regressores.

Os resultados obtidos com a inserção do índice de sentimento não foram favoráveis às especificações teóricas levantadas pela literatura que conjectura um efeito positivo sobre o retorno das anomalias (Yang; Ryu; Ryu, 2017). Entretanto, como pode ser verificado na Tabela 10, a maior parte dos coeficientes significativos para o SIEF apresentou sinal negativo para as anomalias de Valor *versus* Crescimento (BM, LP e FC), Rentabilidade (ROE, ROA, LBA) e Momento (SUE, MOM6), inclusive nos modelos ajustados aos fatores de risco. Embora esses resultados sejam contrários às evidências de Stambaugh, Yu e Yuan (2012) para o mercado dos

EUA, corroboram os achados de Yoshinaga e Castro (2012) e Machado e Medeiros (2014), para o mercado brasileiro, que observaram uma relação negativa entre o índice de sentimento e a posição longa para a maioria dos portfólios.

**Tabela 10** – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no Brasil

	$\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$	$\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\beta}_{\text{FF3}}$	$\hat{\beta}_{\text{C4}}$	$\hat{\beta}_{\text{F5}}$	$\hat{\beta}_{\text{QF}}$	$\hat{\beta}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,076 ***	-0,055	-0,102 ***	-0,099 ***	-0,109 ***	-0,040	-0,099 ***
<b>LP</b>	-0,049 ***	-0,041 **	-0,054 ***	-0,055 ***	-0,065 ***	-0,049 ***	-0,051 ***
<b>FC</b>	-0,052 ***	-0,018	-0,037 *	-0,037 *	-0,045 **	-0,019	-0,034 *
<b>CVD</b>	0,013	0,041 *	0,052 **	0,048 **	0,061 ***	0,035 *	0,051 **
<b>DPL</b>	0,039 ***	0,004	0,014	0,013	0,020	0,005	0,015
<b>INV</b>	0,016	-0,003	-0,008	-0,010	-0,021	-0,017	-0,008
<b>CIN</b>	0,012	-0,036 *	-0,036	-0,037 *	-0,033	-0,040 **	-0,035
<b>CES</b>	-0,011	-0,011	-0,030 *	-0,028 *	-0,038 **	-0,013	-0,030 *
<b>ACC</b>	0,008	-0,033	-0,008	-0,007	-0,009	-0,032	-0,007
<b>AOP</b>	0,015	0,028	0,004	0,005	-0,001	0,030 *	0,004
<b>ROE</b>	-0,066 **	-0,058 *	-0,091 ***	-0,086 ***	-0,090 ***	-0,033 *	-0,090 ***
<b>ROA</b>	-0,075 ***	-0,096 ***	-0,094 ***	-0,088 ***	-0,095 ***	-0,073 ***	-0,090 ***
<b>LBA</b>	-0,053 **	-0,061	-0,095 ***	-0,089 ***	-0,100 ***	-0,042 *	-0,092 ***
<b>FSC</b>	-0,003	-0,034	-0,035	-0,033	-0,030	-0,022	-0,034
<b>CMB</b>	0,002	0,000	0,004	0,001	0,010	-0,003	0,005
<b>ME</b>	0,096 ***	0,096 ***	0,101 ***	0,094 ***	0,104 ***	0,065 ***	0,098 ***
<b>TVOL</b>	0,058 **	0,055 *	0,070 **	0,066 **	0,068 **	0,038 *	0,070 **
<b>BAB</b>	0,009	-0,021	0,006	0,007	0,013	-0,015	0,003
<b>BETA</b>	0,018	-0,006	0,021	0,018	0,021	-0,012	0,020
<b>VTUR</b>	-0,019	-0,037	-0,030	-0,025	-0,030	-0,026	-0,026
<b>SUE</b>	-0,049 **	-0,027	-0,051 **	-0,051 **	-0,049 **	-0,015	-0,053 **
<b>MOM</b>	-0,018	-0,046	-0,061	-0,054	-0,058	-0,033	-0,058
<b>MOM6</b>	-0,046 **	-0,074 *	-0,090 **	-0,089 **	-0,087 **	-0,057 *	-0,090 **
<b>AL52</b>	0,008	0,006	0,000	-0,001	-0,001	0,005	0,000
<b>MINT</b>	-0,027	-0,052 *	-0,064 *	-0,061 *	-0,067 **	-0,049 *	-0,061 *

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\beta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). A variável  $\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o SIEF sendo única variável explicativa.  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável SIEF nos modelos cuja variáveis explicativas foram o SIEF acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Em relação aos coeficientes, foram registrado 11 coeficientes estatisticamente significativos, ou seja, a presença do sentimento do investidor foi capaz de explicar o excesso de retorno em 44% das anomalias. Quando foram levados em consideração os fatores de riscos, houve a tendência de esse percentual aumentar. Assim, exceto para o CAPM, que reduziu o número de significância para 36% das anomalias, quando os fatores dos modelos FF3, FF5 e KP foram incluídos no modelo, esse percentual aumentou para 52%. No modelo C4, esse percentual subiu para 56%, indicando que o efeito momento pode ter uma relação significativa

com o retorno das anomalias.

Esses resultados ficaram ainda mais evidentes, quando foram observados os alfas desses modelos, em comparação com aqueles observados no retorno das anomalias vistos na Tabela 3. Dados não tabulados mostraram que, enquanto foram registrados 44% dos alfas significativos no CAPM sem o sentimento do investidor, após a inclusão desta variável, apenas 36% dos portfólios com CAPM obtiveram retornos anormais, sinalizando que controlar o sentimento do investidor pode reduzir o número de anomalias existentes no mercado brasileiro.

De modo semelhante, os 36% de alfas significativos nos modelos FF3, FF5 e KP caíram para 20%, 16% e 20%, respectivamente, com a presença da variável de sentimento do investidor. Com isso, os resultados sinalizaram para o entendimento de que o excesso de retorno das anomalias no mercado brasileiro pode ser influenciado tanto por fatores comportamentais do investidor, caracterizado neste estudo pelo sentimento do investidor específico da firma, quanto por fatores de riscos que, tradicionalmente, são apresentados pela literatura (Fama; French, 1992, 1993) como capazes de explicar os retornos anormais no mercado financeiro.

Nesse sentido, compreende-se que, no Brasil, o desenvolvimento de estratégias de negociação precificando as anomalias com base apenas nos modelos fatoriais pode apresentar resultados não condizentes com a magnitude dos retornos anormais. Como pode ser visto, interpretar a existência das anomalias pelos alfas dos modelos de precificação sem considerar que há movimentos nos preços motivados por aspectos comportamentais do investidor, pode gerar expectativas de ganhos não factíveis com a realidade do mercado.

Esse comportamento não foi exclusivo para o mercado brasileiro. Como pode ser verificado na Tabela 11, no Chile, registrou-se coeficientes negativos não apenas nas anomalias de Valor (BM), Rentabilidade (ROE, ROA, FSC) e Momento (SUE, MOM, MOM6, AL52), para o SIEF como única variável dependente no modelo, mas também quando os fatores de riscos dos modelos CAPM, FF3, C4, FF5, QF, KP foram adicionados juntamente com o SIEF.

Em relação ao número de coeficientes significativos, o padrão observado no Brasil não se repetiu para o mercado chileno. Considerando o modelo de regressão entre retorno das anomalias e o SIEF, foram observados 40% dos coeficientes estatisticamente significativos. Valor menor do que os 44% do mercado brasileiro. Além disso, para os fatores de riscos, o CAPM obteve coeficiente significativo apenas em 28% dos casos. Nos modelos FF3 e KP, esse percentual diminuiu para 4% e para 8% nos modelos C4 e FF5. Já no modelo QF, registraram-se 12% dos coeficientes significativos.

**Tabela 11** – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no Chile

	$\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$	$\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\beta}_{\text{FF3}}$	$\hat{\beta}_{\text{C4}}$	$\hat{\beta}_{\text{F5}}$	$\hat{\beta}_{\text{QF}}$	$\hat{\beta}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,014 *	-0,014	-0,005	-0,003	-0,007	0,003	-0,005
<b>LP</b>	-0,005	-0,016	-0,005	-0,005	-0,004	-0,013	-0,005
<b>FC</b>	-0,002	-0,003	0,008	0,008	0,009	0,002	0,008
<b>CVD</b>	0,012	0,001	0,008	0,010	-0,001	-0,001	0,009
<b>DPL</b>	0,023 ***	0,009	0,002	-0,001	0,008	0,007	0,002
<b>INV</b>	0,011	-0,010	-0,014	-0,013	0,004	0,003	-0,015
<b>CIN</b>	0,001	-0,020 *	-0,012	-0,009	0,000	-0,006	-0,013
<b>CES</b>	0,004	-0,005	0,002	0,002	0,018	0,004	0,002
<b>ACC</b>	0,008	0,000	-0,011	-0,014	-0,015	-0,006	-0,011
<b>AOP</b>	0,011	0,024 **	0,012	0,010	0,015	0,019 *	0,011
<b>ROE</b>	-0,026 ***	-0,036 ***	-0,030 **	-0,026 **	-0,033 ***	-0,015 *	-0,030 **
<b>ROA</b>	-0,025 ***	-0,029 **	-0,019	-0,016	-0,020	-0,010	-0,019
<b>LBA</b>	-0,007	0,005	-0,004	-0,004	0,001	0,004	-0,003
<b>FSC</b>	-0,013 *	0,006	0,002	0,001	-0,003	0,001	0,002
<b>CMB</b>	-0,003	0,029 **	0,020	0,022	0,018	0,018	0,020
<b>ME</b>	0,032 ***	0,026 *	0,014	0,010	0,022 *	0,005	0,014
<b>TVOL</b>	0,016	0,004	-0,009	-0,007	-0,005	0,008	-0,009
<b>BAB</b>	-0,009	-0,012	0,011	0,007	0,009	-0,015	0,011
<b>BETA</b>	-0,014	-0,019	-0,009	-0,007	-0,011	-0,013	-0,009
<b>VTUR</b>	-0,009	-0,011	-0,008	-0,011	-0,010	-0,018 *	-0,008
<b>SUE</b>	-0,013 **	-0,021 **	-0,014	-0,013	-0,018	-0,012	-0,014
<b>MOM</b>	-0,033 ***	-0,011	0,012	0,020	0,008	0,001	0,012
<b>MOM6</b>	-0,021 **	-0,014	-0,004	0,001	-0,010	-0,004	-0,004
<b>AL52</b>	-0,008	-0,003	-0,002	-0,002	-0,003	0,005	-0,002
<b>MINT</b>	-0,013 *	0,000	0,017	0,024 *	0,014	0,017	0,017

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\beta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). A variável  $\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o SIEF sendo única variável explicativa.  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável SIEF nos modelos cuja variáveis explicativas foram o SIEF acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Assim, foram verificados indícios de que a influência do sentimento do investidor sobre o retorno das anomalias no Chile tem um efeito menor do que registrado no Brasil. Com isso, sugere-se que há um mercado menos especulativo no qual o papel do comportamento do investidor tem menor influência sobre os preços dos ativos. Certamente, justifica-se esse comportamento por observar o crescente nível de investidores institucionais nesse mercado (Vial, 2020), que possivelmente, levam em consideração maior qualidade da informação para tomar decisões de investimentos .

Confrontando esses resultados com os dos alfas das anomalias, tem-se que os 24% de alfas significativos no modelo FF3, C4 e FF5 continuam quando é inserida a variável de sentimento nos modelos de precificação. Com isso, os resultados indicam que possivelmente

não há uma relação significativa entre o controle do sentimento do investidor e o excesso de retorno das anomalias no mercado chileno. Assim, não restando clara a percepção de que o retorno das anomalias é um reflexo do *mispricing* ou se é devido aos fatores de riscos incorporados nos modelos de precificação.

Na Colômbia, os resultados seguem, em partes, o que fora evidenciado para o mercado brasileiro. Como pode ser observado na Tabela 12, o coeficiente do SIEF tem sinal negativo na maior parte dos modelos. Considerando apenas SIEF como variável explicativa, houve significância estatística em apenas três anomalias (12% das ocorrências), porém, quando incluiu-se os fatores de riscos, aumentou-se o número de coeficientes significativos.

**Tabela 12** – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais na Colômbia

	$\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$	$\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\beta}_{\text{FF3}}$	$\hat{\beta}_{\text{C4}}$	$\hat{\beta}_{\text{F5}}$	$\hat{\beta}_{\text{QF}}$	$\hat{\beta}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,011	-0,097 ***	-0,058 *	-0,060 *	-0,045 **	-0,035 **	-0,064 *
<b>LP</b>	0,005	0,013	-0,003	0,004	-0,016	-0,032	-0,010
<b>FC</b>	-0,017	-0,049 *	-0,024	-0,024	-0,018	-0,033	-0,033 **
<b>CVD</b>	0,001	0,020	0,018	0,023	-0,016	-0,032	0,011
<b>DPL</b>	0,015	-0,023	-0,017	-0,016	-0,048 **	-0,032	-0,013
<b>INV</b>	-0,013	0,051 *	0,035	0,041 *	-0,023	-0,018	0,037
<b>CIN</b>	0,002	0,041	0,038	0,043 *	-0,007	-0,010	0,038
<b>CES</b>	0,030	-0,018	0,005	0,000	0,002	0,003	0,012
<b>ACC</b>	0,020	0,040 **	0,015	0,015	0,013	0,031	0,015
<b>AOP</b>	0,009	0,000	0,020	0,022	0,045 **	0,014	0,012
<b>ROE</b>	-0,016	-0,087 ***	-0,056 **	-0,060 **	-0,038 ***	-0,019	-0,058 *
<b>ROA</b>	-0,023	-0,084 ***	-0,062 ***	-0,065 ***	-0,050 ***	-0,034 *	-0,057 **
<b>LBA</b>	0,015	-0,037	-0,009	-0,004	0,006	-0,013	-0,019
<b>FSC</b>	0,017	-0,019	-0,014	-0,012	0,008	0,013	-0,010
<b>CMB</b>	-0,013	-0,031	-0,028	-0,034 *	0,004	0,014	-0,023
<b>ME</b>	0,013	0,077 ***	0,058 **	0,054 **	0,039 *	0,032 **	0,053 **
<b>TVOL</b>	0,043 *	-0,037	-0,028	-0,030	0,004	0,020	-0,035
<b>BAB</b>	0,009	0,000	-0,002	0,001	-0,006	-0,009	0,007
<b>BETA</b>	-0,015	-0,027	-0,047	-0,051	-0,045	-0,056	-0,031
<b>VTUR</b>	0,042 *	-0,010	-0,010	-0,014	0,003	0,031	-0,004
<b>SUE</b>	-0,007	0,008	-0,021	-0,010	-0,031	-0,007	-0,021
<b>MOM</b>	0,003	0,001	-0,013	-0,012	-0,008	0,020	-0,007
<b>MOM6</b>	-0,015	0,029	-0,003	0,003	-0,009	0,016	-0,006
<b>AL52</b>	-0,058 *	0,001	-0,007	-0,005	-0,036	-0,063	0,011
<b>MINT</b>	0,002	-0,024 **	-0,028 *	-0,034 **	-0,040 **	-0,025 *	-0,021

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\beta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). A variável  $\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o SIEF sendo única variável explicativa.  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável SIEF nos modelos cuja variáveis explicativas foram o SIEF acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o CAPM, esse valor subiu para 32% (12 anomalias significativas), enquanto para os modelos FF3, C4 e KP registraram-se 20% de coeficientes com significância estatística. Para o modelo FF5, tem-se 32% e, por fim, o modelo KP apresentou apenas 20% das anomalias significativas. Em relação aos alfas dos modelos, têm-se que o SIEF apresentou dois alfas significativos (8% das ocorrências) e os modelos CAPM e QF registraram 16%. Já nos modelos FF3, C4 e FF5, o número de alfas significativos caiu para 12%. Confrontando esses achados com o que fora observado na Tabela 5, o CAPM e os modelos QF e KP registraram apenas uma anomalia. Nesse ponto, os resultados divergem do mercado Brasileiro, pois, esperava-se que a inclusão da variável de sentimento de investidor reduzisse a ocorrência de retornos anormais nesses testes. Entretanto, vale destacar que a amostra para as empresas da Colômbia foi somente a partir do ano 2013, o que pode ter gerado essa divergência em relação aos demais países.

No México, como pode ser visto na Tabela 13, a inclusão da variável de sentimento nos modelos de precificação apresentou resultados diferentes em relação aos demais países. Registrou-se que o maior número de coeficiente significativos ocorreu nas anomalias de Investimento (ACC, AOP), Rentabilidade (ROE, ROA, LBA, FSC) e Atritos Comerciais (ME, TVOL, BETA e VTUR). Dessas variáveis, somente ME e TVOL apresentaram sinais positivos, sugerindo que, com base na experiência observada no México, há fortes indícios de que, na América Latina, o sentimento do investidor seja visto como um componente negativo em relação ao retorno médio das anomalias.

Comparando-se com os demais países da amostra, o México foi o único que apresentou significância para as anomalias dos ACC e do AOP e foi o mercado com maior número de alfas significativos para as variáveis de Rentabilidade. Nesse sentido, entende-se que Investimentos pode ser uma variável com forte potencial de influenciar na definição de estratégias que negociam anomalias nesse mercado. Além disso, observou-se pouca variação no número de fatores de riscos dos modelos de precificação com coeficientes significativos.

Para os modelos FF3, C4 e FF5 foram registradas 12 coeficientes significativos, considerando-se o nível de significância de até 10%. Assim, a inclusão dos fatores de riscos fez com que a quantidade de coeficiente significativos no SIEF e no CAPM reduzisse de 56% para 48% nesses grupos de anomalias. Com isso, verificou-se indícios de que o sentimento do investidor é responsável por parte significativa do retorno médio das anomalias. Isso ficou mais evidente, quando foram comparados os alfas desses modelos com os alfas dos modelos

estudados na Seção 4.1.6. Para o CAPM, tinha-se observado cinco alfas significativos (20% das anomalias), com a inserção do SIEF, esse valor aumentou para 14 anomalias (56%), indicando que o controle do sentimento do investidor pode influenciar na quantidade de retornos anormais estimados por esses modelos.

**Tabela 13** – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no México

	$\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$	$\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\beta}_{\text{FF3}}$	$\hat{\beta}_{\text{C4}}$	$\hat{\beta}_{\text{F5}}$	$\hat{\beta}_{\text{QF}}$	$\hat{\beta}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,030 **	-0,049 ***	-0,026 ***	-0,019 **	-0,026 ***	-0,025 ***	-0,027 ***
<b>LP</b>	-0,009	-0,021	-0,014	-0,006	-0,013	-0,012	-0,016
<b>FC</b>	-0,010	-0,010	-0,004	0,008	-0,001	0,007	-0,003
<b>CVD</b>	-0,011	-0,013	-0,019	-0,011	-0,018	-0,023 *	-0,024 **
<b>DPL</b>	0,010	0,005	0,010	0,010	0,007	-0,015	0,013
<b>INV</b>	0,013	0,015	0,008	0,005	0,005	-0,001	0,010
<b>CIN</b>	-0,015 *	-0,026 *	-0,028 **	-0,027 *	-0,028 **	-0,027 *	-0,033 **
<b>CES</b>	-0,012	0,002	-0,001	0,004	-0,002	-0,006	0,000
<b>ACC</b>	-0,030 ***	-0,049 ***	-0,045 ***	-0,042 ***	-0,046 ***	-0,054 ***	-0,044 ***
<b>AOP</b>	-0,043 ***	-0,060 ***	-0,049 ***	-0,044 ***	-0,048 ***	-0,035 ***	-0,056 ***
<b>ROE</b>	-0,049 ***	-0,068 ***	-0,040 ***	-0,036 **	-0,041 ***	-0,021 ***	-0,041 ***
<b>ROA</b>	-0,041 ***	-0,065 ***	-0,040 ***	-0,041 ***	-0,042 ***	-0,030 ***	-0,041 ***
<b>LBA</b>	-0,056 ***	-0,078 ***	-0,060 ***	-0,057 ***	-0,061 ***	-0,044 ***	-0,062 ***
<b>FSC</b>	-0,028 ***	-0,030 ***	-0,030 ***	-0,030 ***	-0,030 ***	-0,019 **	-0,030 **
<b>CMB</b>	-0,010	-0,016	-0,010	-0,009	-0,010	-0,001	-0,007
<b>ME</b>	0,057 ***	0,075 ***	0,046 ***	0,044 ***	0,047 ***	0,019 ***	0,049 ***
<b>TVOL</b>	0,033 ***	0,040 ***	0,023 *	0,024 *	0,023 *	0,006	0,026 *
<b>BAB</b>	-0,006	-0,038 ***	-0,023 **	-0,023 **	-0,023 **	-0,023 *	-0,024 **
<b>BETA</b>	-0,029 **	-0,043 **	-0,035 *	-0,034 **	-0,036 **	-0,016	-0,038 *
<b>VTUR</b>	-0,020 **	-0,013	-0,013	-0,013	-0,014	-0,008	-0,015
<b>SUE</b>	-0,020 **	-0,022 **	-0,009	-0,007	-0,009	0,003	-0,004
<b>MOM</b>	-0,026 **	-0,027 *	-0,018	-0,019	-0,018	-0,003	-0,019
<b>MOM6</b>	-0,007	-0,009	0,002	0,012	0,002	0,017	0,003
<b>AL52</b>	-0,018	-0,017	-0,008	-0,006	-0,008	-0,011	-0,008
<b>MINT</b>	-0,020	-0,020	-0,002	-0,009	-0,001	0,001	0,000

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\beta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). A variável  $\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o SIEF sendo única variável explicativa.  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável SIEF nos modelos cuja variáveis explicativas foram o SIEF acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Além disso, no mercado mexicano, o modelo QF apresentou o maior número de coeficientes significativos. Em conformidade com o resultado das anomalias visto na Tabela 13, no qual foram registrados nove anomalias nesse modelo, tem-se agora 11 coeficientes significativos (44%) entre as anomalias investigadas. Ademais, dados da Tabela 6 evidenciaram que a maior parte dos retornos anormais foi registrado nas anomalias de investimentos, como pode ser observado também nessa Seção. Assim, tanto os retornos anormais dos testes de

anomalias, quanto os retornos ajustados pelo sentimento do investidor, revelam que o modelo QF pode melhor ajustar-se aos retornos desse conjunto de anomalias no mercado mexicano do que os demais modelos utilizados neste estudo.

Finalmente, concluindo a análise da relação entre os retornos das anomalias e o sentimento do investido, discorre-se sobre os resultados obtidos para o mercado peruano. Como pode ser visto na Tabela 14, a regressão do SIEF sozinho como variável dependente resultou em coeficientes significativos em 44% das anomalias, com alfas significativos em apenas quatro delas (16%). Quando o SIEF foi incluído no CAPM, registraram-se também quatro alfas e quatro coeficientes significativos, valor maior comparado com os três alfas significativos sem a inclusão do sentimento do investidor.

**Tabela 14** – Regressão das anomalias, SIEF e modelos fatoriais no Peru

	$\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$	$\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\beta}_{\text{FF3}}$	$\hat{\beta}_{\text{C4}}$	$\hat{\beta}_{\text{F5}}$	$\hat{\beta}_{\text{QF}}$	$\hat{\beta}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,038 ***	0,011	-0,009	-0,011 **	-0,009 *	-0,021	-0,009 *
<b>LP</b>	0,000	-0,015	-0,010	-0,002	-0,010	-0,025 **	-0,010
<b>FC</b>	-0,002	-0,013	-0,007	0,002	-0,006	-0,019	-0,006
<b>CVD</b>	0,000	-0,031 **	-0,020	-0,027 **	-0,018	-0,033 **	-0,023 *
<b>DPL</b>	-0,022 *	0,037 **	0,021	0,017	0,022	0,027 **	0,022
<b>INV</b>	-0,026 *	-0,009	-0,002	-0,002	-0,005	-0,015	-0,002
<b>CIN</b>	-0,015	0,002	0,017	0,014	0,015	-0,013	0,016
<b>CES</b>	-0,004	-0,017	-0,025	-0,030 *	-0,026 *	-0,012	-0,025
<b>ACC</b>	0,021 *	0,005	0,003	-0,006	0,001	0,010	0,001
<b>AOP</b>	-0,013	0,047 ***	0,034 **	0,025 *	0,032 **	0,044 ***	0,035 **
<b>ROE</b>	-0,040 ***	-0,027	-0,039 *	-0,037 *	-0,042 **	-0,005	-0,039 *
<b>ROA</b>	-0,027 *	0,003	-0,005	-0,004	-0,008	0,015	-0,003
<b>LBA</b>	-0,040 ***	-0,001	-0,012	-0,011	-0,015	0,003	-0,010
<b>FSC</b>	-0,026 ***	-0,013	-0,026	-0,025	-0,027 *	-0,005	-0,027 *
<b>CMB</b>	-0,014	-0,007	-0,021	-0,013	-0,023	0,008	-0,021
<b>ME</b>	0,032 **	0,023	0,032 *	0,027	0,036 **	0,006	0,032 *
<b>TVOL</b>	0,031 **	0,006	0,014	0,020	0,017	0,009	0,013
<b>BAB</b>	0,023 **	-0,019	-0,009	-0,009	-0,009	-0,026 *	-0,007
<b>BETA</b>	0,018	0,056 **	0,045 **	0,036 *	0,047 **	0,041 **	0,047 **
<b>VTUR</b>	0,011	-0,012	-0,011	0,003	-0,011	-0,009	-0,014
<b>SUE</b>	-0,015	-0,009	-0,021	-0,015	-0,022	0,001	-0,022
<b>MOM</b>	-0,012	0,002	0,006	0,007	0,005	0,004	0,008
<b>MOM6</b>	-0,013	0,008	0,007	0,020 *	0,007	0,008	0,009
<b>AL52</b>	-0,011	-0,016	-0,015	-0,021	-0,016	-0,017	-0,016
<b>MINT</b>	-0,011	-0,001	-0,003	0,000	-0,002	0,001	-0,002

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\beta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). A variável  $\hat{\beta}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o SIEF sendo única variável explicativa.  $\hat{\beta}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\beta}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\beta}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável SIEF nos modelos cuja variáveis explicativas foram o SIEF acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para os modelos FF5 e QF, houve maior redução no número de alfas significativos, sendo: seis alfas no modelo sem SIEF e apenas um alfa com inclusão do sentimento do investidor. Nesse caso, tem-se indícios de que o controle do sentimento do investidor pode ser um componente da precificação capaz de auxiliar na redução dos fatores de riscos, de modo que os retornos anormais, que antes eram observados em maior número de variáveis, é evidenciado em menor conjunto de anomalias. Assim, a análise da precificação dos ativos usando-se estratégias de anomalias passa a ser mais condizente com a realidade, reduzindo o número de retornos anormais para esses modelos.

Em síntese, verificou-se que o sentimento do investidor específico da firma, desempenha um papel crucial nos retornos das anomalias. A princípio, verificou-se uma relação inversa ao que se propunha a teoria construída, essencialmente, para os mercados desenvolvidos. Como foi verificado, os mercados emergentes da América Latina, analisados nesta tese, evidenciaram um comportamento do investidor diferente do padrão observado na literatura. Desse modo, o sentimento passou a ser um componente inverso aos retorno anormais, ou seja, no período em que os investidores foram motivados a transacionar carteiras de ações com base em fatores tidos como anomalias, as ações com essas carteiras foram avaliadas negativamente pelos investidores. Certamente, uma motivação exagerada que conduziu os investidores a adotarem algumas dessas estratégias, se reverteu no curto prazo, de modo que o retorno esperado passou a ser menor do que a taxa livre de riscos.

#### **4.1.10 Anomalias e Incertezas na América Latina**

Complementando a análise da primeira hipótese de pesquisa deste estudo, discute-se nos tópicos seguintes o papel da Incerteza da Política Econômica no retorno das anomalias. Seguindo-se a mesma lógica definida para o sentimento do investidor, fez-se uma análise, por meio de regressão MQO, voltada para entender como o EPU pode influenciar no retorno das anomalias nos mercados emergentes da América Latina. Novamente, foram testados sete modelos de precificação, definido-se um deles como sendo a relação entre o retorno médio das anomalias contra a incerteza (EPU) ocupando a condição de única variável independente na regressão. Nos demais modelos, utilizou-se o EPU como variável independente em conjunto com os respectivos fatores de riscos nos modelos CAPM, FF3, C4, FF5, QF, KP.

A intenção foi verificar em que medida a Incerteza na Política Econômica explica os retornos anormais para o conjunto de variáveis de natureza contábil e de mercado tidas como potenciais anomalias do mercado financeiro (Hou; Xue; Zhang, 2015, 2020). Do ponto de vista teórico, embora as anomalias possam ser explicadas por fatores racionais baseadas em risco (Aboura; Arisoy, 2017), trabalhos seminais como Knight (1921) e Ellsberg (1961) fundamentam uma literatura que distingue risco e incerteza, mostrando que os investidores, quando são confrontados com incertezas, desviam-se da racionalidade e não cumprem os axiomas básicos da utilidade esperada subjetiva (Guidolin; Rinaldi, 2013).

Segundo Aboura e Arisoy (2017), estudos que relacionam a incerteza à aversão ao risco postulam que os agentes se preocupam não apenas com a variância do *payoff* de um ativo arriscado, mas também com a ambiguidade dos eventos sobre os quais a variância ocorre (Ergin; Gul, 2009; Seo, 2009). Além disso, estudos que examinam o impacto da incerteza na precificação de ativos mostram que, quando os agentes não têm certeza sobre a lei de probabilidade correta que governa o retorno de mercado, exigem um prêmio mais alto para deter a carteira de mercado (Anderson; Ghysels; Juergens, 2009; Cao; Wang; Zhang, 2005).

É nesse sentido que se justifica a inserção da Incerteza da Política Econômica, definida pela variável EPU, como variável explicativa nos modelos de precificação. A Tabela 15 apresenta os resultados dos testes de regressão das anomalias contra a variável independente EPU sozinha, assim como em conjunto com as variáveis explicativas dos modelos fatoriais para o Brasil.

A primeira observação que pode ser feita é com relação à quantidade de anomalias em que o coeficiente foi considerado significativo a pelo menos 10% de significância. Apenas uma anomalia foi registrada como sendo significativa (FSC), tanto para o EPU sozinho, quanto nos demais modelos. Destaque-se que os sinais foram positivos, conforme o esperado, ou seja, com o entendimento de que os investidores não tendo certeza sobre as leis de probabilidades que regem a definição do retorno esperado, exigem um prêmio mais alto para transacionar essas carteiras (Cao; Wang; Zhang, 2005). Para as demais anomalias, registrou-se significância apenas na variável ACC nos modelos FF3 e FF5, entretanto, com sinais negativos para o coeficiente do EPU.

**Tabela 15** – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no Brasil

	$\hat{\delta}_{EPU}$	$\hat{\delta}_{CAPM}$	$\hat{\delta}_{FF3}$	$\hat{\delta}_{C4}$	$\hat{\delta}_{F5}$	$\hat{\delta}_{QF}$	$\hat{\delta}_{KP}$
<b>BM</b>	-0,004	-0,002	0,005	0,007	0,007	-0,004	0,010
<b>LP</b>	-0,008	-0,007	-0,006	-0,006	-0,003	-0,007	-0,002
<b>FC</b>	-0,008	-0,006	-0,003	-0,003	-0,001	-0,007	0,000
<b>CVD</b>	0,007	0,008	0,005	0,003	0,003	0,008	0,003
<b>DPL</b>	0,004	0,002	0,003	0,002	0,002	0,002	0,003
<b>INV</b>	-0,005	-0,006	-0,007	-0,007	-0,003	-0,006	-0,007
<b>CIN</b>	0,002	0,001	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	0,001
<b>CES</b>	-0,003	-0,003	-0,001	-0,001	0,000	-0,003	-0,001
<b>ACC</b>	-0,003	-0,004	-0,007 *	-0,007	-0,008 *	-0,002	-0,005
<b>AOP</b>	-0,005	-0,005	-0,001	-0,001	0,000	-0,008	-0,001
<b>ROE</b>	0,000	0,001	0,006	0,008	0,006	0,000	0,008
<b>ROA</b>	-0,010	-0,009	-0,006	-0,004	-0,006	-0,006	-0,001
<b>LBA</b>	-0,011	-0,010	-0,004	-0,002	-0,003	-0,011	0,000
<b>FSC</b>	0,008 **	0,007 **	0,009 **	0,010 **	0,008 **	0,008 **	0,010 **
<b>CMB</b>	-0,003	-0,003	-0,004	-0,005	-0,006	-0,004	-0,002
<b>ME</b>	0,011	0,009	0,004	0,001	0,003	0,005	0,000
<b>TVOL</b>	0,001	0,000	-0,003	-0,005	-0,002	0,000	-0,003
<b>BAB</b>	0,003	0,003	0,000	0,000	-0,001	0,004	-0,004
<b>BETA</b>	-0,001	-0,002	-0,003	-0,004	-0,002	-0,002	-0,005
<b>VTUR</b>	-0,003	-0,003	-0,002	0,000	-0,002	-0,002	0,003
<b>SUE</b>	-0,006	-0,005	-0,002	-0,002	-0,003	-0,006	-0,004
<b>MOM</b>	0,003	0,002	0,003	0,006	0,003	0,002	0,007
<b>MOM6</b>	-0,003	-0,003	0,001	0,002	0,000	-0,003	0,002
<b>AL52</b>	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000
<b>MINT</b>	0,006	0,006	0,006	0,007	0,007	0,006	0,010

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\delta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\delta}_{SIEF}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\delta}_{CAPM}$ ,  $\hat{\delta}_{FF3}$ ,  $\hat{\delta}_{C4}$ ,  $\hat{\delta}_{F5}$ ,  $\hat{\delta}_{QF}$  e  $\hat{\delta}_{KP}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o mercado Chileno, a Incerteza na Política Econômica apresentou maior poder explicativo do retorno das anomalias do que no mercado brasileiro, como pode ser visto na Tabela 16. Observando-se a quantidade de coeficientes significativos no modelo de regressão definido pelo retorno e pelo EPU, verificou-se que as anomalias INV, CIN e CES apresentaram significância estatística e sinais positivos. Por outro lado, ACC, LBA e CMB registraram significância com sinais negativos. Entretanto, entre todas as anomalias investigadas, observou-se que apenas 24% delas apresentaram relação com a presença do índice EPU.

Como pode ser observado, a maior concentração de coeficientes significativos para a variável de incerteza ocorreu nas anomalias de investimentos. De fato, como identificado por

Cerda, Silva e Valente (2018), o aumento na incerteza econômica no Chile tem impactado na queda do PIB, afetando o nível de investimentos, inclusive em áreas importantes para a economia local, como o setor de mineração.

**Tabela 16** – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no Chile

	$\hat{\delta}_{EPU}$	$\hat{\delta}_{CAPM}$	$\hat{\delta}_{FF3}$	$\hat{\delta}_{C4}$	$\hat{\delta}_{F5}$	$\hat{\delta}_{QF}$	$\hat{\delta}_{KP}$
<b>BM</b>	0,002	0,002	0,001	0,002	0,002	0,001	0,001
<b>LP</b>	0,001	0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	0,000
<b>FC</b>	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,001
<b>CVD</b>	0,005	0,005	0,004	0,004	0,006 *	0,006	0,005
<b>DPL</b>	-0,001	-0,001	0,001	0,000	-0,001	-0,001	0,000
<b>INV</b>	0,005 *	0,006 **	0,006 **	0,007 ***	0,002	0,003	0,005 *
<b>CIN</b>	0,007 *	0,007 *	0,006 *	0,007 **	0,003	0,004	0,005 *
<b>CES</b>	0,008 **	0,008 **	0,008 **	0,008 **	0,004	0,005	0,007 **
<b>ACC</b>	-0,009 ***	-0,009 ***	-0,008 ***	-0,008 ***	-0,009 ***	-0,009 ***	-0,009 ***
<b>AOP</b>	-0,003	-0,003	-0,001	-0,001	-0,002	-0,003	-0,001
<b>ROE</b>	0,002	0,002	0,001	0,001	0,002	0,002	0,001
<b>ROA</b>	0,002	0,002	0,000	0,001	0,002	0,002	0,001
<b>LBA</b>	-0,008 ***	-0,008 ***	-0,007 ***	-0,007 ***	-0,007 ***	-0,008 ***	-0,007 ***
<b>FSC</b>	-0,001	-0,002	-0,001	-0,001	0,000	0,001	-0,002
<b>CMB</b>	-0,008 **	-0,008 **	-0,007 *	-0,007 *	-0,006	-0,005	-0,008 *
<b>ME</b>	-0,002	-0,002	0,000	0,000	-0,002	-0,001	-0,001
<b>TVOL</b>	0,005	0,005	0,007	0,007 *	0,006	0,005	0,006
<b>BAB</b>	0,000	0,000	-0,003	-0,003	-0,003	0,000	-0,004
<b>BETA</b>	-0,002	-0,002	-0,004	-0,003	-0,003	-0,004	-0,003
<b>VTUR</b>	0,002	0,002	0,001	0,001	0,001	0,003	0,001
<b>SUE</b>	0,002	0,002	0,000	0,001	0,001	0,002	0,000
<b>MOM</b>	0,002	0,002	-0,001	0,000	0,001	0,003	-0,002
<b>MOM6</b>	-0,006	-0,006	-0,008 **	-0,007 **	-0,007 *	-0,006 **	-0,008 **
<b>AL52</b>	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	-0,001	0,001
<b>MINT</b>	0,002	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\delta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\delta}_{SIEF}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\delta}_{CAPM}$ ,  $\hat{\delta}_{FF3}$ ,  $\hat{\delta}_{C4}$ ,  $\hat{\delta}_{F5}$ ,  $\hat{\delta}_{QF}$  e  $\hat{\delta}_{KP}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Além disso, descobriram que a maior parte do efeito da incerteza econômica no investimento agregado é via investimento privado, com alguns impactos de curto prazo no investimento público. Dessa forma, pode-se conjecturar que os investidores do mercado de ações nesse país tendem a considerar variáveis relacionadas aos investimentos das empresas como sendo de importante magnitude, podendo, assim, demandar maior prêmio em estratégias que transacionam carteiras com essas anomalias.

Em relação aos demais modelos de precificação, verificou-se que a inclusão do EPU

no modelo CAPM não provocou alterações na relação de coeficientes significantes. Entretanto, nos modelos FF3, C4, FF5, QF e KP o MOM6, passou a ser significativo, com sinal negativo. Destaque-se também que a anomalia dos *accruals* (ACC) mostrou-se significativa em todos os modelos de precificação, contrapondo-se ao resultados evidenciados por Moreira, Lima e Góis (2019), que não encontraram evidências dessa anomalia no Chile, mesmo verificando que ACC está presente na América Latina, impactando negativamente o retorno futuro das ações.

Assim, verificou-se que a existência da anomalia dos *accruals* no mercado chileno pode ser direcionada pela percepção das incertezas que permeiam o ambiente macroeconômica desse país. Assim, uma conjuntura de maior incerteza pode contribuir para o efeito de prêmio de risco, fazendo com que os investidores busquem maior retorno sobre seus investimentos, dada a incapacidade de compreender totalmente a subjetividade na contabilização dos *accruals* e, como isso, falham na precificação dos ativos (Moreira; Lima; Góis, 2019).

Para o mercado colombiano, as evidências sugerindo relações entre EPU e anomalias foram bastante pulverizadas entre as classes de anomalias, como pode ser visto na Tabela 17. Enquanto no Chile houve influência do EPU nas anomalias categorizadas como Investimento, na Colômbia os modelos significativos foram registrados em várias categorias, incluindo-se Valor *Versus* Crescimento (LP), Investimento (CES), Rentabilidade (FSC), Atritos Comerciais (BETA) e Momento (MOM6). Entre os modelos adotados, observou-se que a inclusão do EPU no modelo FF3 apresentou maior poder explicativo do que os demais modelos.

Para o modelo com EPU sendo a única variável independente, ou em conjunto com o CAPM, somente 24% das anomalias foram significativas. Por outro lado, os modelos FF3 e QF foram os que apresentaram maior percentual de coeficientes significativos. Assim, em 40% das anomalias, a variável de EPU apresentou algum grau de associação com o retorno médio das ações. Esses dados revelaram maior nível de influência da incerteza no mercado colombiano do que fora observado, por exemplo, no Brasil e no Chile. Entre as anomalia com coeficientes significativos, destacaram-se o Lucro por Preço (LP) e o Fundamental Score (FSC), significantes em todos os modelos, ou seja, independente dos fatores de riscos utilizados no modelo de precificação, essas variáveis foram influenciadas pela presença da incerteza no mercado.

**Tabela 17** – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais na Colômbia

	$\hat{\delta}_{EPU}$	$\hat{\delta}_{CAPM}$	$\hat{\delta}_{FF3}$	$\hat{\delta}_{C4}$	$\hat{\delta}_{F5}$	$\hat{\delta}_{QF}$	$\hat{\delta}_{KP}$
<b>BM</b>	0,005	0,005	0,017 *	0,016 *	0,015	0,012	0,016
<b>LP</b>	0,021 ***	0,021 ***	0,018 ***	0,019 ***	0,019 ***	0,014 **	0,017 ***
<b>FC</b>	0,007	0,007	0,013 *	0,013 *	0,012	0,008	0,011
<b>CVD</b>	0,003	0,003	0,002	0,003	0,007	-0,002	0,001
<b>DPL</b>	0,004	0,004	0,006	0,007	0,014 **	0,015 *	0,007
<b>INV</b>	-0,007	-0,008	-0,013 **	-0,012 *	-0,002	-0,004	-0,013 **
<b>CIN</b>	-0,006	-0,006	-0,009	-0,008	-0,001	-0,002	-0,009
<b>CES</b>	-0,015 *	-0,015 **	-0,011 **	-0,012 **	-0,008 **	-0,012 ***	-0,010 *
<b>ACC</b>	0,003	0,003	-0,001	-0,001	0,000	0,005	-0,001
<b>AOP</b>	-0,010 *	-0,010 *	-0,008 *	-0,008 *	-0,014 **	-0,015 *	-0,010 *
<b>ROE</b>	-0,001	-0,001	0,009	0,009	0,007	0,010 *	0,009
<b>ROA</b>	-0,006	-0,006	0,001	0,001	-0,001	-0,003	0,002
<b>LBA</b>	-0,012	-0,012	-0,006	-0,006	-0,010	-0,007	-0,008
<b>FSC</b>	-0,019 **	-0,019 **	-0,018 *	-0,018 *	-0,023 **	-0,017 **	-0,018 *
<b>CMB</b>	-0,008	-0,008	-0,006	-0,007	-0,012	-0,007	-0,005
<b>ME</b>	-0,001	-0,001	-0,007	-0,007	-0,003	0,003	-0,008
<b>TVOL</b>	-0,003	-0,003	0,001	0,001	-0,004	0,002	0,000
<b>BAB</b>	-0,002	-0,002	-0,003	-0,003	-0,004	-0,011 **	-0,002
<b>BETA</b>	0,013 ***	0,013 ***	0,010 *	0,010 *	0,009	0,012 **	0,014 ***
<b>VTUR</b>	-0,008	-0,008	-0,006	-0,007	-0,007	0,004	-0,005
<b>SUE</b>	-0,003	-0,003	-0,008	-0,006	-0,008	-0,005	-0,008
<b>MOM</b>	0,010	0,010	0,010	0,011	0,010	0,013 *	0,012
<b>MOM6</b>	0,016 **	0,016 **	0,012 *	0,013 **	0,014 *	0,016 ***	0,012
<b>AL52</b>	0,000	0,000	-0,004	-0,004	-0,001	-0,006	0,000
<b>MINT</b>	0,003	0,003	0,005 *	0,004	0,007 ***	0,004	0,006 **

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\delta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\delta}_{SIEF}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\delta}_{CAPM}$ ,  $\hat{\delta}_{FF3}$ ,  $\hat{\delta}_{C4}$ ,  $\hat{\delta}_{F5}$ ,  $\hat{\delta}_{QF}$  e  $\hat{\delta}_{KP}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o mercado mexicano, como apresentado na Tabela 18, a participação do índice de incerteza em explicar o retorno das anomalias pareceu bastante incipiente. Considerando todos os modelos utilizados, exceto para o modelo C4, que não registrou significância na variável MINT, observou-se significância apenas em três anomalias (TVOL, MOM6 e MINT).

Nesses resultados, destaca-se a relação da volatilidade total com o retorno das anomalias. Observou-se que a incerteza pode ter algum grau de influência no aumento da volatilidade do mercado de ações (Yu; Huang; Xiao, 2021). Nesse sentido, os investidores tendem a reagir rapidamente a notícias e a eventos que afetam a confiança no mercado e, com isso, ao aumentar o nível de incerteza, levam a movimentos bruscos nos preços das ações, impactando, inclusive, o retorno das anomalias.

**Tabela 18** – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no México

	$\hat{\delta}_{EPU}$	$\hat{\delta}_{CAPM}$	$\hat{\delta}_{FF3}$	$\hat{\delta}_{C4}$	$\hat{\delta}_{F5}$	$\hat{\delta}_{QF}$	$\hat{\delta}_{KP}$
<b>BM</b>	0,000	0,001	-0,001	0,002	-0,001	0,003	-0,001
<b>LP</b>	0,000	0,001	-0,001	0,002	-0,001	0,000	-0,001
<b>FC</b>	-0,003	-0,004	-0,005	-0,001	-0,005	-0,003	-0,005
<b>CVD</b>	-0,003	-0,003	-0,004	-0,001	-0,004	-0,005	-0,003
<b>DPL</b>	0,006	0,007	0,007	0,008	0,007	0,007	0,007
<b>INV</b>	0,002	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003
<b>CIN</b>	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	0,000	0,000
<b>CES</b>	0,005	0,003	0,003	0,005	0,003	0,002	0,003
<b>ACC</b>	-0,002	-0,001	-0,003	-0,001	-0,003	-0,001	-0,003
<b>AOP</b>	0,002	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002	0,000
<b>ROE</b>	-0,002	-0,002	-0,005	-0,003	-0,005	0,005	-0,005
<b>ROA</b>	0,003	0,004	0,000	0,001	0,000	0,005	0,000
<b>LBA</b>	-0,002	-0,002	-0,005	-0,002	-0,005	0,000	-0,005
<b>FSC</b>	-0,002	-0,003	-0,005	-0,004	-0,005	-0,003	-0,005
<b>CMB</b>	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	0,002	-0,002
<b>ME</b>	-0,001	0,000	0,005	0,003	0,005	-0,002	0,004
<b>TVOL</b>	0,010 *	0,011 **	0,015 **	0,015 **	0,015 **	0,009	0,014 **
<b>BAB</b>	-0,007	-0,004	-0,006	-0,005	-0,006	-0,003	-0,006
<b>BETA</b>	-0,008	-0,007	-0,009	-0,009	-0,010	-0,006	-0,009
<b>VTUR</b>	-0,004	-0,006	-0,006	-0,006	-0,007	-0,005	-0,006
<b>SUE</b>	-0,003	-0,004	-0,006	-0,005	-0,006	-0,001	-0,007
<b>MOM</b>	0,002	0,001	0,000	0,001	0,000	0,003	0,000
<b>MOM6</b>	-0,017 ***	-0,017 ***	-0,019 ***	-0,016 **	-0,019 ***	-0,016 ***	-0,019 ***
<b>AL52</b>	0,003	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001
<b>MINT</b>	0,017 *	0,016 *	0,014 *	0,012	0,014 **	0,018 ***	0,013 *

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\delta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\delta}_{SIEF}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\delta}_{CAPM}$ ,  $\hat{\delta}_{FF3}$ ,  $\hat{\delta}_{C4}$ ,  $\hat{\delta}_{F5}$ ,  $\hat{\delta}_{QF}$  e  $\hat{\delta}_{KP}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No mercado peruano, os resultados também foram bastante limitados, como pode ser verificado na Tabela 19. Apenas cinco anomalias para o modelo de retorno contra o EPU foram considerados significativos. Apenas o modelo QF apresentou resultado satisfatório. Os demais modelos apresentaram resultados inferiores, sendo o CAPM e o FF3 com três anomalias e os modelos C4, FF5 e KP registrando quatro coeficientes significativos. Nesse mercado, destacaram-se o F-Score (FSC), a Alavancagem Operacional (AOP) e a Alta de 52 Semanas como as únicas anomalias significativas.

Esses resultados assemelham-se aos observados no mercado brasileiro, em que foi registrado fraco desempenho dos modelos fatoriais adicionados da variável EPU. Essas evidências alinham-se ao que fora verificado por Henríquez e Gálvez-Gamboa (2022), que

observaram menor relação da incerteza no Brasil e no Peru em comparação com outros mercados latino-americanos, especificamente, direcionado por dois grandes acontecimentos que marcaram essa relação: a crise financeira global de 2008 e a crise do preço do petróleo durante 2014 e 2015.

**Tabela 19** – Regressão das anomalias, EPU e modelos fatoriais no Peru

	$\hat{\delta}_{EPU}$	$\hat{\delta}_{CAPM}$	$\hat{\delta}_{FF3}$	$\hat{\delta}_{C4}$	$\hat{\delta}_{F5}$	$\hat{\delta}_{QF}$	$\hat{\delta}_{KP}$
<b>BM</b>	0,005	0,008	-0,001	-0,002	-0,001	0,002	-0,001
<b>LP</b>	0,007	0,006	0,002	0,004 *	0,002	0,004	0,002
<b>FC</b>	0,011 *	0,011	0,007	0,009 *	0,005	0,007	0,007
<b>CVD</b>	0,004	0,003	0,003	0,001	-0,003	0,000	0,003
<b>DPL</b>	-0,010	-0,008	-0,006	-0,007	-0,006	-0,007	-0,006
<b>INV</b>	0,000	0,002	0,000	0,000	0,004	0,006	0,000
<b>CIN</b>	0,006	0,007	0,002	0,002	0,006	0,010 *	0,002
<b>CES</b>	-0,008	-0,008	-0,006	-0,007	-0,004	-0,001	-0,006
<b>ACC</b>	-0,014	-0,015	-0,013	-0,014	-0,009	-0,012	-0,012
<b>AOP</b>	-0,014 **	-0,011 **	-0,008	-0,010 **	-0,006	-0,006	-0,009 *
<b>ROE</b>	-0,005	-0,003	-0,003	-0,002	0,004	0,006 **	-0,003
<b>ROA</b>	-0,007	-0,005	-0,004	-0,004	0,003	0,007	-0,005
<b>LBA</b>	0,002	0,004	0,003	0,003	0,009	0,009	0,003
<b>FSC</b>	-0,014 ***	-0,013 **	-0,010 **	-0,010 **	-0,008 *	-0,004	-0,010 **
<b>CMB</b>	-0,004	-0,003	0,000	0,001	0,003	0,004	0,000
<b>ME</b>	0,004	0,003	0,002	0,001	-0,005	-0,006 **	0,003
<b>TVOL</b>	0,001	-0,001	0,000	0,001	-0,007 **	-0,005 *	0,000
<b>BAB</b>	0,011 *	0,008	0,005	0,005	0,006 *	0,005	0,005
<b>BETA</b>	-0,002	-0,002	0,001	-0,001	-0,002	-0,005	0,000
<b>VTUR</b>	-0,007	-0,008	-0,008	-0,005	-0,007	-0,004	-0,007
<b>SUE</b>	-0,002	-0,001	0,002	0,003	0,003	0,004	0,002
<b>MOM</b>	-0,010	-0,009	-0,011 *	-0,011 *	-0,009	-0,005	-0,011 *
<b>MOM6</b>	-0,004	-0,003	-0,006	-0,003	-0,005	-0,005	-0,006
<b>AL52</b>	-0,009 **	-0,009 **	-0,010 ***	-0,011 ***	-0,009 **	-0,007 **	-0,010 ***
<b>MINT</b>	0,001	0,002	0,002	0,003	0,001	-0,002	0,002

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\delta}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\delta}_{SIEF}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\delta}_{CAPM}$ ,  $\hat{\delta}_{FF3}$ ,  $\hat{\delta}_{C4}$ ,  $\hat{\delta}_{F5}$ ,  $\hat{\delta}_{QF}$  e  $\hat{\delta}_{KP}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De modo geral, analisando-se a realidade de cada país estudado nesta tese, observou-se que a existência das anomalias do retorno médio *cross-sectional* das ações nos países emergentes da América Latina é uma realidade bastante incipiente. Considerando-se as evidências de que nesses países o nível de eficiência de mercado deveria ser menor do que nos países desenvolvido, verificou-se que essa realidade não se concretiza, mesmo considerando a influência do sentimento do investidor e da incerteza na política econômica. Isso não implica

dizer que não há nenhum grau de ineficiência nesses mercados, pois, como pode ser verificado, diversas anomalias mostraram-se robustas mesmo com sinais diferentes do que fora identificado em outros mercado.

Dessa forma, pode-se argumentar, de forma não conclusiva, que há um certo nível de eficiência nesses países, mas que não se dispõe de maneira uniforme entre todos os mercados. Assim, há períodos que são mais propícios para a existência de retornos anormais em um dado país para um conjunto de anomalias, bem como há momentos que outros países manifestam outras formas de anomalias, inclusive controlando-se pelo sentimento ou pela incerteza. Dessa forma, conjectura-se que a existência de eficiência não pode ser totalmente descartada. Mas, sobretudo, há sinais de que há um período adaptativo nos diversos países que pode sinalizar para a força da Hipótese de Eficiência de Mercados Adaptativos nesse contexto.

Diante desse cenário, verifica-se que não há um sentido uniforme de interpretação do papel do sentimento do investidor, bem como da incerteza na política econômica, na influência dessas variáveis no retorno dos portfólios que transacionam as anomalias. Assim, mesmo considerando os diversos fatores de riscos que englobam vários modelos de precificação, não se pode determinar um quadro geral de como essas variáveis impactam o retorno dessas estratégias. Portanto, para investigar de forma conjunta o papel do sentimento e da incerteza sobre o retorno das anomalias e conjecturar sobre a Hipótese 1 levantada neste estudo, de que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza, foram desenvolvidos testes sobre o papel moderador da incerteza sobre o sentimento do investidor, como discutido na Seção seguinte.

#### **4.1.11 Incerteza e Sentimento do Investidor na América Latina**

Após a identificação das relações entre retorno das anomalias, sentimento do investidor e incerteza, que foram analisadas individualmente, ou em modelos ajustados pelos fatores dos modelos de precificação, foi conduzida uma análise de regressão múltipla, a fim de testar a Hipótese 1, investigando como o retorno médio das anomalias é impactado conjuntamente pelo sentimento do investidor e pela incerteza da política econômica.

Essa análise foi conduzida tendo por base o efeito moderador da incerteza (EPU) sobre

o sentimento do investidor (SIEF). No efeito moderador, três equações de regressão são usadas para testar se, de fato, uma variável pode ser considerada moderadora e qual tipo de moderação ela exerce (Li; Li, 2008; Sharma; Durand; Gur-Arie, 1981; Zhu; Song; Huang, 2018). Assim, nesta seção, apresenta-se a análise da relação conjunta do SIEF e do EPU, determinada pela variável *SiefEpu*, testando se o efeito do EPU sobre o SIEF é considerado moderador e como essa interação impacta o retorno das anomalias.

Dessa forma, baseando-se nas evidências apresentadas nas Seções 4.1.8 e 4.1.10, que examinaram a influência do Sentimento do Investidor (SIEF) e da incerteza (EPU) sobre o retorno das anomalias, foi possível verificar se o EPU exerce algum efeito moderador sobre o SIEF. Para isso, baseando-se em Sharma, Durand e Gur-Arie (1981) foi considerado o seguinte critério: a partir das Equações 15 e 17, foi verificado se os coeficientes das variáveis SIEF e *SiefEpu* apresentaram valores significativos e estatisticamente diferentes de zero, ou seja, se  $\tau_{SIEF} = 0$  e se o  $\tau_{SiefEpu} \neq 0$ , então a variável *SiefEpu* foi considerada uma variável explicativa, e não uma variável moderadora (Sharma; Durand; Gur-Arie, 1981). Da mesma forma, se o coeficiente do EPU não foi diferente do coeficiente do SIEF, mas apenas diferente do *SiefEpu*, - isto é, se  $\tau_{EPU} \neq 0$  e  $\tau_{SiefEpu} \neq 0$  — então *SiefEpu* pode ser considerada uma variável moderadora pura (Sharma; Durand; Gur-Arie, 1981).

Por outro lado, se os coeficientes SIEF, EPU e *SiefEpu* forem diferentes entre si, isto é,  $\tau_{EPU} \neq 0$  e  $\tau_{SiefEpu} \neq 0$ , então *SiefEpu* tem um efeito quase moderador (Sharma; Durand; Gur-Arie, 1981). Por fim, se os coeficientes não forem diferentes entre si -  $\tau_{EPU} = 0$  e  $\tau_{SiefEpu} = 0$  - uma análise de subgrupo deve ser feita. Assim, se houver diferenças significativas entre os grupos, *SiefEpu* é uma variável de homogeneização; caso contrário, *SiefEpu* não é uma variável moderadora e a análise é finalizada.

A Tabela 20 apresenta os resultados das regressões para o mercado de ações brasileiro definidos pelos modelos em que o efeito moderador da incerteza sobre o sentimento (*SiefEpu*) foi tratado como única variável independente e nos modelos em que o *SiefEpu* foi definido em conjunto com os fatores dos modelos de precificação CAPM, FF3, C4, FF5, QF e KP.

O primeiro resultado a ser observado é com relação ao número de coeficientes considerado significativo em pelo menos 10%. Para a variável *SiefEpu*, registraram-se nove ocorrências, ou seja, 36% das anomalias evidenciaram significância estatística (BM, PL, FC, DPL, ROA, LBA, ME, SUE, MOM6). Comparando-se com os resultados da Tabela 10, em que a variável independente SIEF influenciou a significância de 11 anomalias (44%), das quais

seis (55%) tinha significância a 1%, verificou-se que a interação do sentimento com a incerteza diminuiu a influência do sentimento do investidor sobre o retorno das anomalias, enfraquecendo o número de anomalias com retornos significativos. Esse comportamento também ocorreu nos demais modelos de precificação, corroborando as evidências de que o sentimento do investidor tem um componente que pode ser influenciado pela incerteza.

**Tabela 20** – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no Brasil

	$\hat{\tau}_{\text{SiefEpu}}$	$\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\tau}_{\text{FF3}}$	$\hat{\tau}_{\text{C4}}$	$\hat{\tau}_{\text{F5}}$	$\hat{\tau}_{\text{QF}}$	$\hat{\tau}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	0,045 **	0,033 *	0,031 **	0,028 **	0,032 **	0,028 *	0,030 **
<b>LP</b>	0,017 *	0,009	0,009	0,009	0,010	0,010	0,008
<b>FC</b>	0,024 **	0,011	0,010	0,010	0,010	0,011	0,010
<b>CVD</b>	-0,034 **	-0,042 **	-0,039 **	-0,036 ***	-0,040 **	-0,036 **	-0,039 **
<b>DPL</b>	-0,023 **	-0,011	-0,013	-0,012	-0,012	-0,009	-0,013
<b>CMA</b>	-0,004	0,003	0,003	0,004	0,006	0,008	0,003
<b>CIN</b>	-0,007	0,005	0,005	0,006	0,006	0,007	0,005
<b>CES</b>	0,023	0,024	0,024 *	0,023 *	0,024 *	0,023	0,024 *
<b>ACC</b>	-0,021 **	-0,014	-0,014 *	-0,015 *	-0,015 *	-0,016 *	-0,014 *
<b>AOP</b>	0,010	0,011	0,009	0,009	0,008	0,006	0,010
<b>ROE</b>	0,039 *	0,031	0,029	0,026 *	0,031 *	0,021	0,029
<b>ROA</b>	0,045 ***	0,042 ***	0,039 ***	0,035 ***	0,042 ***	0,032 ***	0,038 ***
<b>LBA</b>	0,044 **	0,042 **	0,039 ***	0,036 ***	0,040 ***	0,032 **	0,039 ***
<b>FSC</b>	-0,005	0,001	0,000	-0,001	0,001	-0,003	0,000
<b>CMB</b>	-0,007	-0,007	-0,006	-0,005	-0,008	-0,007	-0,007
<b>ME</b>	-0,059 ***	-0,050 ***	-0,045 ***	-0,040 ***	-0,047 ***	-0,032 ***	-0,044 ***
<b>TVOL</b>	-0,038 *	-0,033	-0,031	-0,028 *	-0,031	-0,023	-0,031
<b>BAB</b>	-0,002	0,005	0,005	0,004	0,007	0,004	0,005
<b>BETA</b>	-0,007	0,001	-0,001	0,002	0,003	0,000	0,000
<b>VTUR</b>	0,017 **	0,020 **	0,018 **	0,015 *	0,019 **	0,015 *	0,017 **
<b>SUE</b>	0,050 ***	0,043 ***	0,042 ***	0,042 ***	0,042 ***	0,038 ***	0,042 ***
<b>MOM</b>	0,046 *	0,054 **	0,054 **	0,050 **	0,056 **	0,053 **	0,054 **
<b>MOM6</b>	0,028 **	0,029 **	0,027 **	0,026 **	0,029 **	0,026 **	0,027 **
<b>AL52</b>	0,000	0,001	0,002	0,003	0,003	0,003	0,002
<b>MINT</b>	0,005	0,006	0,006	0,005	0,008	0,005	0,006

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\tau}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\tau}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\tau}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Considerando isoladamente cada uma das anomalias, pode-se testar se o efeito observado na interação da incerteza com o sentimento do investidor enquadra-se na condição de efeito moderador como definido em Sharma, Durand e Gur-Arie (1981). Da Tabela 10, por exemplo, o BM no modelo em que foi regredido o SIEF ( $\tau = -0,076$  e  $t = -2,77$ ) contra o retorno da anomalia e no modelo em que foi usado o produto cruzado do SIEF e EPU (*SiefEpu*)

apresentaram coeficientes negativos e passaram no teste de significância no nível de 5% ( $\tau = -0,056$  e  $t = -1,903$ ). Entretanto, no outro modelo em que foi usado o EPU contra o retorno das anomalias, não foi registrado significância estatística com o retorno do BM ( $\tau = -0,004$  e  $t = -0,32$ ).

Esses resultados podem ser interpretado, considerando a metodologia de Sharma, Durand e Gur-Arie (1981), que não há diferença significativa entre o modelo EPU e o modelo SIEF, porém, há diferença significativa entre o *SiefEpu* e o modelo EPU. Dessa forma, entende-se que o EPU pode ser considerado uma variável moderadora pura na relação entre o sentimento do investidor e o retorno da anomalia BM, exercendo um efeito negativo sobre essa relação. Logo, um aumento no índice de incerteza na política econômica pode diminuir o retorno das estratégias de investimentos baseadas no BM. Assim, o retorno dessa anomalia passa a ser mais sensível ao sentimento do investidor ajustado pelo efeito moderador da incerteza. Com isso, verificou-se que há indícios que levam a não rejeição da Hipótese 1 defendida nesta tese de que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza.

Considerando as outras anomalias que também registraram significância estatística (PL, FC, DPL, ROA, LBA, ME, SUE, MOM6), os resultados são semelhantes. Para a anomalia PL, ambos os modelos do SIEF ( $\tau = -0,049$  e  $t = -3,471$ ) e *SiefEpu* ( $\tau = -0,028$  e  $t = -2,435$ ) registram sinais negativos e significância estatística de até 5%. Entretanto, o modelo do EPU, embora com sinal negativo, não registrou significância ( $\tau = -0,008$  e  $t = -1,300$ ). Assim, conforme metodologia de Sharma, Durand e Gur-Arie (1981), entende-se que há diferenças entre a influência do *SiefEpu* e do modelo EPU no retorno da anomalia PL. E, novamente, o EPU pode ser considerado uma variável moderadora pura na relação entre o sentimento do investidor e o retorno da anomalia PL, exercendo um efeito negativo sobre essa relação.

Esse mesmo entendimento foi observado nos demais modelos de precificação. Assim, para a anomalia do Fluxo de Caixa (FC), os modelos de precificação FF3 e FF4, por exemplo, apresentaram resultados que confirmam a não rejeição da Hipótese 1. Para o FF3, os modelo SIEF ( $\tau = -0,037$  e  $t = -1,861$ ) e *SiefEpu* ( $\tau = -0,023$  e  $t = -1,982$ ) apresentaram sinais negativos com significância de até 5%, mas o modelo EPU não seguiu esses resultados *SiefEpu* ( $\tau = -0,003$  e  $t = -0,517$ ). Para o modelo que incluiu os fatores FF5, os resultados seguirem essa sistemática, ou seja, o SIEF ( $\tau = -0,045$  e  $t = -2,252$ ), o *SiefEpu*

( $\tau = -0,024$  e  $t = -2,080$ ) e o modelo EPU *SiefEpu* ( $\tau = -0,001$  e  $t = -0,164$ ).

Com isso, observou-se que, mesmo ajustando a relação entre retorno das anomalias, sentimento do investidor e EPU pelos fatores dos modelos de precificação, foram identificadas evidências no mercado brasileiro confirmando que sentimento do investidor tem influência significativa sobre o retorno das anomalias, mas EPU não tem relação semelhante. Entretanto, fazendo-se a interação do sentimento e do EPU, a influência do sentimento enfraquece o nível de retorno das anomalias. Dessa forma, há evidências que justificam a não rejeição da Hipótese de que o retorno das anomalias no Brasil é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza.

Para o mercado acionário do Chile, os resultados também sinalizaram para a não rejeição da Hipótese 1, como pode ser verificado na Tabela 21. O número de anomalias com coeficientes significativo foi menor do que o verificado na Tabela 11 (BM, DPL, ROE, ROA, FSC, ME, SUE, MOM, MOM6, MINT). Para o modelo *SiefEpu* sozinho como variável independente, registraram-se significância em apenas quatro anomalias (DPL, BETA, MOM, MINT), correspondendo a somente 16% das variáveis estudadas, valor menor do que os 40% verificado no modelo SIEF apresentado na Tabela 11 e 24% registrado na Tabela 16 para a variável EPU.

Assim, verificou-se que há uma diminuição da influência dessas variáveis no retorno das anomalias quando é empregada a variável EPU, sozinha ou em interação com o sentimento do investidor. Para ilustrar essa possibilidade, analisa-se o comportamento da anomalia DPL nessas relações. No primeiro modelo, em que empregou-se o SIEF com única variável independente, DPL apresentou sinal positivo com nível de significância de 1% ( $\tau = -0,023$  e  $t = 3,716$ ), diferente do modelo com a variável EPU que apresentou sinal negativo e não significativo ( $\tau = 0, -001$  e  $t = -0,398$ ). Por outro lado, na interação SIEF e EPU (*SiefEpu*) também foi registrado sinal positivo, mas a 5% de significância ( $\tau = 0,015$  e  $t = 1,666$ ).

Assim, considerando-se novamente a metodologia proposta por Sharma, Durand e Gur-Arie (1981), há uma diferença entre a influência do *SiefEpu* e do modelo EPU no retorno da anomalia PL. Porém, quando há interação entre sentimento e EPU, percebeu-se um efeito moderador dessa variável que influencia o retorno das anomalias no mercado chileno. Dessa forma, esses elementos levam ao entendimento de que o EPU pode ser considerado uma variável moderadora pura na relação entre o sentimento do investidor e o retorno da anomalia DPL, exercendo um efeito negativo sobre essa relação.

**Tabela 21** – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no Chile

	$\hat{\tau}_{\text{SiefEpu}}$	$\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\tau}_{\text{FF3}}$	$\hat{\tau}_{\text{C4}}$	$\hat{\tau}_{\text{F5}}$	$\hat{\tau}_{\text{QF}}$	$\hat{\tau}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,001	-0,002	-0,001	-0,002	-0,001	-0,002	-0,001
<b>LP</b>	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	-0,001
<b>FC</b>	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
<b>CVD</b>	-0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
<b>DPL</b>	-0,003	0,000	0,001	0,002 *	0,001	0,000	0,001
<b>CMA</b>	-0,002	0,001	0,002	0,001	0,001	0,000	0,001
<b>CIN</b>	0,004 *	0,007 ***	0,007 ***	0,006 ***	0,006 ***	0,006 ***	0,007 ***
<b>CES</b>	0,001	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002	0,002
<b>ACC</b>	0,001	0,003	0,004	0,005	0,004	0,003	0,004
<b>AOP</b>	0,005 ***	0,005 **	0,006 ***	0,008 ***	0,006 ***	0,005 **	0,006 ***
<b>ROE</b>	0,002	0,001	0,001	-0,002	0,001	-0,001	0,001
<b>ROA</b>	0,001	0,000	-0,001	-0,002	-0,001	0,000	-0,001
<b>LBA</b>	0,003	0,001	0,003	0,003	0,003	0,001	0,003
<b>FSC</b>	0,002	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	-0,001
<b>CMB</b>	0,005	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004
<b>ME</b>	-0,002	0,001	0,002	0,003	0,001	0,001	0,001
<b>TVOL</b>	-0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>BAB</b>	0,001	0,001	0,000	0,002	0,000	0,002	-0,001
<b>BETA</b>	0,008 **	0,009 ***	0,008 ***	0,008 **	0,009 ***	0,009 ***	0,009 ***
<b>VTUR</b>	-0,002	-0,003	-0,004 *	-0,003	-0,004 *	-0,003	-0,004 *
<b>SUE</b>	0,002	0,002	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001
<b>MOM</b>	0,012 ***	0,009 ***	0,009 ***	0,006 **	0,009 ***	0,009 ***	0,009 ***
<b>MOM6</b>	0,007 ***	0,006 **	0,006 ***	0,005 **	0,006 ***	0,006 ***	0,006 ***
<b>AL52</b>	0,005 *	0,004 **	0,005 **	0,005 **	0,005 **	0,004 *	0,005 **
<b>MINT</b>	0,010 ***	0,009 ***	0,009 ***	0,007 ***	0,010 ***	0,009 ***	0,009 ***

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\tau}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\tau}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\tau}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o mercado colombiano os resultados são basicamente contraditórios em relação ao que foi visto anteriormente, conforme pode ser visto na Tabela 22. Enquanto o modelo SIEF, não ajustado pelos modelos fatoriais, apresentou significância em apenas três (12%) anomalias (TVOL, VTUR, AL52), o modelo EPU ampliou essa quantia para seis (24%) anomalias (LP, CES, AOP, FSC, BETA, MOM6) significantes. Porém, a interação do SIEF com o EPU (*SiefEpu*) também ampliou esse número, passando a sete (28%) anomalias (BM, CES, ACC, ROE, ROA, VTUR, SUE). Portanto, não seguindo os resultados precedentes - Brasil e o Chile - que evidenciaram uma redução nas anomalias significantes.

Para interpretar esse divergência nos resultados, vale salientar que a amostra referente à

Colômbia foi menor do que nos outros países, com período compreendendo os anos 2013 a 2022. Assim, esses resultados precisam levar em consideração a não inclusão de eventos importantes que poderiam ter influenciado tanto o sentimento do investidor quanto a incerteza na política econômica que ocorreram antes desse período.

**Tabela 22** – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais na Colômbia

	$\hat{\tau}_{\text{SiefEpu}}$	$\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\tau}_{\text{FF3}}$	$\hat{\tau}_{\text{C4}}$	$\hat{\tau}_{\text{F5}}$	$\hat{\tau}_{\text{QF}}$	$\hat{\tau}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	0,017 ***	0,027 ***	0,022 ***	0,022 ***	0,019 ***	0,014 **	0,021 ***
<b>LP</b>	-0,008	-0,009	-0,007	-0,006	-0,005 *	-0,004	-0,008
<b>FC</b>	-0,002	0,001	-0,001	-0,001	-0,004	-0,005	-0,003
<b>CVD</b>	-0,012	-0,014	-0,014	-0,013	-0,007	-0,008	-0,015 *
<b>DPL</b>	-0,016 **	-0,011	-0,013 *	-0,012 *	-0,005	-0,007	-0,012 *
<b>CMA</b>	-0,008	-0,016	-0,015	-0,014	0,001	0,002	-0,014
<b>CIN</b>	-0,007	-0,011	-0,010	-0,009	0,002	-0,001	-0,010
<b>CES</b>	0,000	0,007	0,005	0,004	0,008	0,010 *	0,006
<b>ACC</b>	0,003	0,002	0,004	0,004	0,006	0,005	0,003
<b>AOP</b>	0,003	0,004	0,004	0,004	-0,003	-0,002	0,002
<b>ROE</b>	0,017 ***	0,025 ***	0,021 ***	0,020 ***	0,017 ***	0,011 ***	0,021 ***
<b>ROA</b>	0,014 *	0,020 **	0,017 ***	0,017 ***	0,014 ***	0,015 ***	0,019 ***
<b>LBA</b>	0,011 **	0,018 ***	0,016 ***	0,016 ***	0,013 **	0,012 **	0,014 **
<b>FSC</b>	0,002	0,007 *	0,007 *	0,007 **	0,001	0,003	0,007 **
<b>CMB</b>	0,020 ***	0,022 ***	0,021 ***	0,020 ***	0,014 **	0,016 ***	0,022 ***
<b>ME</b>	-0,005	-0,012	-0,010	-0,010	-0,004	-0,008 ***	-0,011
<b>TVOL</b>	0,000	0,012 **	0,010 **	0,009 **	0,002	-0,001	0,008 *
<b>BAB</b>	0,005	0,006 *	0,007 *	0,008 *	0,008 **	0,012 ***	0,009 ***
<b>BETA</b>	-0,009	-0,009	-0,007	-0,007	-0,010	-0,008	-0,004
<b>VTUR</b>	0,001	0,010	0,008	0,008	0,007	0,004	0,009 *
<b>SUE</b>	0,015 *	0,014	0,016 *	0,017	0,018 *	0,020 *	0,016 *
<b>MOM</b>	0,014 *	0,016	0,015	0,015 *	0,015 *	0,014 *	0,016 *
<b>MOM6</b>	0,005	-0,001	0,000	0,001	0,001	0,001	0,000
<b>AL52</b>	-0,006	-0,017 **	-0,014 **	-0,014 *	-0,009	-0,008	-0,011 **
<b>MINT</b>	0,006	0,009	0,008	0,007	0,011	0,008	0,009

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\tau}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\tau}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\tau}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Outro ponto a ser observado nos resultados da Colômbia foi com relação aos tipos de anomalias identificados. Considerando-se os três modelos empregados, foram constatadas diferentes anomalias para cada um dos modelos. Assim, não foi possível fazer uma análise comparativa sobre o desempenho de cada uma delas. Nesse sentido, o emprego da metodologia proposta por Sharma, Durand e Gur-Arie (1981) restou-se inconclusiva e, dessa forma, não se pode verificar se EPU tem efeito moderador sobre SIEF, com impacto sobre o retorno das

anomalias na Colômbia.

Já os testes realizados com dados do México, apresentados na Tabela 23, apontaram que as evidências seguiram os mesmos padrões observados no Brasil e no Chile. No primeiro modelo, em que se utilizou o SIEF, registraram-se 14 (56%) anomalias significativas (BM, CIN, ACC, AOP, ROE, ROA, LBA, FSC, ME, TVOL, BETA, VTUR, SUE MOM), sendo que oito delas com nível de significância de 1%. Já no segundo modelo, em que se utilizou a variável EPU, apenas três (12%) anomalias foram significativas (TVOL, MOM6, MINT), com uma delas ao nível de 1%.

**Tabela 23** – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no México

	$\hat{\tau}_{\text{SiefEpu}}$	$\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\tau}_{\text{FF3}}$	$\hat{\tau}_{\text{C4}}$	$\hat{\tau}_{\text{F5}}$	$\hat{\tau}_{\text{QF}}$	$\hat{\tau}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	-0,018 ***	-0,023 ***	-0,009 *	-0,005	-0,009 **	-0,009 **	-0,009 *
<b>LP</b>	0,005	0,003	0,004	0,008	0,004	0,003	0,004
<b>FC</b>	-0,009	-0,009	-0,009	-0,004	-0,008	-0,005	-0,009
<b>CVD</b>	0,002	0,002	-0,001	0,002	-0,001	-0,003	-0,002
<b>DPL</b>	0,017	0,016	0,019	0,019	0,018	0,013	0,019
<b>CMA</b>	0,005	0,005	0,002	0,001	0,002	-0,001	0,003
<b>CIN</b>	-0,017 ***	-0,020 ***	-0,020 ***	-0,020 ***	-0,020 ***	-0,021 ***	-0,020 ***
<b>CES</b>	-0,012 *	-0,008	-0,010	-0,008	-0,010 *	-0,012 **	-0,010
<b>ACC</b>	-0,010	-0,013 *	-0,011 *	-0,009	-0,011 *	-0,012 *	-0,010
<b>AOP</b>	-0,021 **	-0,023 *	-0,018	-0,015	-0,018	-0,014	-0,019
<b>ROE</b>	-0,033 ***	-0,037 ***	-0,024 ***	-0,022 ***	-0,024 ***	-0,011 ***	-0,024 ***
<b>ROA</b>	-0,016 *	-0,020 **	-0,009	-0,009	-0,010	-0,003	-0,009
<b>LBA</b>	-0,030 ***	-0,033 ***	-0,024 ***	-0,022 ***	-0,024 ***	-0,018 ***	-0,024 ***
<b>FSC</b>	-0,009	-0,008	-0,008	-0,007	-0,008	-0,003	-0,008
<b>CMB</b>	-0,002	-0,003	0,000	0,001	0,000	0,006	0,000
<b>ME</b>	0,025 ***	0,026 ***	0,016 **	0,015 *	0,016 **	0,006 *	0,016 **
<b>TVOL</b>	0,017 **	0,018 **	0,013	0,013 *	0,013 *	0,004	0,013 *
<b>BAB</b>	-0,006	-0,016 **	-0,010 *	-0,010	-0,010 *	-0,009 *	-0,010 *
<b>BETA</b>	-0,024 **	-0,027 **	-0,024 *	-0,023 *	-0,024 *	-0,017	-0,024 *
<b>VTUR</b>	-0,003	0,001	0,002	0,002	0,002	0,004	0,002
<b>SUE</b>	-0,018 ***	-0,018 ***	-0,015 ***	-0,015 ***	-0,015 ***	-0,006	-0,014 ***
<b>MOM</b>	-0,013 *	-0,012	-0,007	-0,007	-0,007	-0,001	-0,007
<b>MOM6</b>	-0,012	-0,013	-0,011	-0,007	-0,011	-0,003	-0,011
<b>AL52</b>	-0,016 *	-0,015 *	-0,012	-0,012	-0,012 *	-0,013 *	-0,012 *
<b>MINT</b>	0,002	0,005	0,011	0,008	0,011	0,015 **	0,011

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\tau}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\tau}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\tau}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Entretanto, quando se interagiu SIEF e EPU, registraram-se 13 (52%) anomalias significativas (BM, CIN, ACC, AOP, ROE, ROA, LBA, ME, TVOL, BETA, SUE, AL52),

com três delas ao nível de 1%. Esses resultados sinalizam que a interação do sentimento com a incerteza pouco influenciou na quantidade de alfas significativos, embora tenha impactado o número de significância das anomalias ao nível de 1%.

Analisando mais detidamente cada anomalia pode-se, por exemplo, observar como ocorreu o comportamento das variáveis BM, ROE e ME, usando-se os três conjunto de equações (SIEF, EPU e *SiefEpu*). Para a anomalia BM, foram observados sinais negativos e significativos a 5% no modelo SIEF ( $\tau = -0,030$  e  $t = -2,444$ ) e valor zero no modelo EPU ( $\tau = 0,000$  e  $t = -0,055$ ), porém, com sinal positivo e significativo a 10% no modelo *SiefEpu* ( $\tau = 0,031$  e  $t = 1,799$ ). Já a variável ROE foi significativa nos modelos SIEF ( $\tau = -0,049$  e  $t = -3,861$ ) e *SiefEpu* ( $\tau = 0,065$  e  $t = 3,101$ ) com nível de significância de 1% e sinal positivo. Já no modelo EPU, não foi considerado significativo ( $\tau = -0,002$  e  $t = -0,199$ ). Por fim, a variável ME apresentou significância ao nível de 1% nos modelos SIEF ( $\tau = 0,057$  e  $t = 5,274$ ) e *SiefEpu* ( $\tau = -0,062$  e  $t = -3,875$ ), mas não significativa no EPU ( $\tau = -0,001$  e  $t = -0,060$ ).

Com base nessas evidências, pode-se analisar se a interação SIEF e EPU (*SiefEpu*) desempenhou efeito moderador sobre o retorno das anomalias, enfraquecendo o papel do sentimento do investidor no que diz respeito ao nível de significância das anomalias. Assim, baseando-se de Sharma, Durand e Gur-Arie (1981), analisando-se a condição de  $\tau_{SIEF} \neq 0$  e  $\tau_{SiefEpu} \neq 0$  e  $\tau_{EPU} = 0$ , pode-se verificar que o *SiefEpu* enquadrou-se no conceito de variável moderadora pura para as anomalias BM, ROE e ME. Como observado na Tabela 23, o coeficiente do EPU para as três anomalias (BM, ROE e ME) foi estatisticamente igual a zero ( $\tau_{EPU} = 0$ ), enquanto nos outros dois modelos (SIEF e *SiefEpu*), os coeficientes foram diferentes de zero. Portanto, chegou-se a conclusão de que *SiefEpu* exerce um efeito moderador sobre o retorno das anomalias no mercado mexicano. E, com isso, reforçando as evidências que levam a não rejeição da Hipótese 1 na qual conjectura que o sentimento do investidor é impactado negativamente pela presença da incerteza, reduzindo a magnitude do retorno das anomalias.

Os testes econométricos no mercado acionário do Peru reforçam as evidências de que existe um efeito moderador do SIEF com EPU sobre o retorno das anomalias, conforme visto na Tabela 24. No modelo definido pelo SIEF, havia sido observado a existência de 11 (44%) anomalias significativas (BM, DPL, INV, ACC, ROE, ROA, LBA, FSC, ME, TVOL, BAB) com oito delas ao nível de 1% e no modelo EPU apenas quatro (16%) significativas (AOP, FSC, BAB,

AL52). Porém, na interação *SiefEpu*, registraram-se sete (25%) de anomalias significativas, com apenas três delas em nível de 1%. Esses resultados condizem com as evidências anteriores, apontando que há uma redução na capacidade de o sentimento do investidor influenciar o retorno das anomalias, quando a métrica de sentimento específico das firmas é ajustada pelo efeito moderador da incerteza. Portanto, ao fazer a interação das variáveis SIEF e EPU, o desempenho é maior do que a análise individual dessas variáveis, sinalizando para um enfraquecimento do impacto do sentimento quando são feitos esses ajustes.

**Tabela 24** – Regressão das anomalias, SiefEpu e modelos fatoriais no Peru

	$\hat{\tau}_{\text{SiefEpu}}$	$\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$	$\hat{\tau}_{\text{FF3}}$	$\hat{\tau}_{\text{C4}}$	$\hat{\tau}_{\text{F5}}$	$\hat{\tau}_{\text{QF}}$	$\hat{\tau}_{\text{KP}}$
<b>BM</b>	0,010	0,001	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001
<b>LP</b>	0,002	0,004	0,004	-0,002	0,004	0,005	0,004
<b>FC</b>	0,007	0,009	0,009	0,003	0,011	0,011	0,008
<b>CVD</b>	-0,008	-0,005	-0,004	0,000	-0,001	0,000	-0,004
<b>DPL</b>	0,004	-0,005	-0,005	-0,002	-0,003	0,000	-0,006
<b>CMA</b>	0,014 ***	0,010 **	0,011 **	0,012 **	0,000	0,000	0,011 **
<b>CIN</b>	0,005	0,002	0,003	0,006	-0,005	-0,003	0,003
<b>CES</b>	0,005	0,006	0,006	0,011	0,001	0,000	0,006
<b>ACC</b>	-0,014	-0,011	-0,011	-0,006	-0,017	-0,016	-0,011
<b>AOP</b>	0,007 **	0,000	-0,001	0,007	-0,002	0,000	-0,001
<b>ROE</b>	0,008	0,003	0,003	0,001	-0,004	-0,008 ***	0,003
<b>ROA</b>	0,016 ***	0,011 **	0,011 **	0,012 *	0,008	0,003	0,010 **
<b>LBA</b>	0,019 **	0,011 *	0,011 **	0,011 *	0,007	0,003	0,010 **
<b>FSC</b>	0,008 *	0,004	0,004	0,003	0,001	-0,002	0,004
<b>CMB</b>	0,009	0,007	0,007	0,001	0,004	0,000	0,007
<b>ME</b>	-0,013 **	-0,010 *	-0,009 **	-0,006	-0,003	0,005 **	-0,009 **
<b>TVOL</b>	-0,004	0,002	0,002	-0,002	0,010 **	0,010 **	0,003
<b>BAB</b>	-0,004	0,003	0,003	0,003	0,003	0,004	0,002
<b>BETA</b>	-0,002	-0,004	-0,005	0,003	-0,002	0,001	-0,005
<b>VTUR</b>	0,002	0,006	0,006	-0,005	0,006	0,003	0,007
<b>SUE</b>	0,013 ***	0,012 **	0,012 ***	0,007 *	0,011 ***	0,008 *	0,012 ***
<b>MOM</b>	0,005	0,003	0,003	0,003	0,001	-0,001	0,003
<b>MOM6</b>	0,008	0,004	0,004	-0,004	0,006	0,006	0,004
<b>AL52</b>	0,011 ***	0,011 ***	0,011 ***	0,017 ***	0,007	0,005	0,011 ***
<b>MINT</b>	-0,002	-0,005	-0,005	-0,008	-0,003	-0,002	-0,005

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o coeficiente  $\hat{\tau}$  das regressões entre os retornos dos fatores e a incerteza da política econômica (EPU). A variável  $\hat{\tau}_{\text{SIEF}}$  corresponde ao coeficiente da regressão com o EPU sendo única variável explicativa.  $\hat{\tau}_{\text{CAPM}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{FF3}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{C4}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{F5}}$ ,  $\hat{\tau}_{\text{QF}}$  e  $\hat{\tau}_{\text{KP}}$  são os coeficientes da variável EPU nos modelos cuja variáveis explicativas foram o EPU acrescido, respectivamente, fatores utilizados nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007). Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Isso fica mais evidente, ao fazer uma análise do comportamento específico de cada anomalia. A título de ilustração, escolheu-se aleatoriamente as anomalias FSC e BAB para demonstrar o enfraquecimento do nível de significância, quando se trabalha com o efeito

moderador do sentimento e da incerteza. Para a anomalia FSC, nos modelo SIEF ( $\tau = -0,026$  e  $t = -2,635$ ) e EPU ( $\tau = -0,014$  e  $t = -2,637$ ) registraram-se sinais negativos e significativo ao nível de 1%. Entretanto, para o modelo *SiefEpu*, houve redução na magnitude dessa variável a ponto de ela não ser considerada significativa nem ao nível de 10% ( $\tau = -0,018$  e  $t = -1,507$ ).

De modo semelhante, os resultados para a variável BAB também sofreram redução quando incluiu-se a interação entre SIEF e EPU, ou seja, no modelo SIEF, registrou-se  $\tau = 0,023$  e  $t = -2,635$ ; no modelo EPU,  $\tau = 0,011$  e  $t = 1,926$  e, finalmente, no modelo *SiefEpu*, registrou-se  $\tau = -0,001$  e  $t = -0,038$ . Assim, analisando-se os resultados sob a perspectiva de Sharma, Durand e Gur-Arie (1981), observou-se que os resultados do retorno das anomalias foram impactados pelo efeito moderador do SIEF e EPU. Portanto, novamente, obtém-se evidências que reforçam a conjectura de que não se têm elementos suficientes para rejeitar a Hipótese 1, na qual estabelece que o sentimento do investidor é impactado negativamente pela presença da incerteza nos mercados emergentes da América Latina.

#### 4.1.12 Discussões sobre Anomalias, Sentimento e Incertezas

À luz desses resultados, buscou-se uma compreensão do ponto de vista teórico para justificar as causas do efeito moderador do SIEF e EPU sobre o retorno das anomalias. Zhang (2019) já observara que o mecanismo de transmissão entre o EPU e o preço dos ativos é complexo e que existe a possibilidade de o EPU afetar os preços dos ativos por meio do canal do sentimento do investidor.

Assim, com base nos testes de causalidade de Granger, Zhang (2019), mostrou-se que a causalidade ocorre do EPU para o índice de sentimento do investidor, indicando que a incerteza da política econômica teria um impacto no sentimento do investidor. Para justificar essa influência, usou a teoria das opções reais e a teoria das restrições financeiras. Sob o enfoque da teoria das opções reais, as empresas e os consumidores fazem suas escolhas como se tivessem à disposição uma série de opções. Assim, o *delay* no valor da opção seria maior quando a política econômica fosse mais volátil. Já pelo enfoque da teoria das restrições financeiras, Zhang (2019) entendeu que o atrito financeiro pode gerar incertezas e provocar um declínio nas restrições financeiras e na eficiência da alocação de capital.

Para corroborar com os argumentos apresentados em Zhang (2019), verifica-se em Berardi (2022) uma construção teórica para modelar a relação entre sentimento e incerteza. Segundo o autor, os “espíritos animais” dos investidores expressos pelos seus sentimentos são desencadeados por choques exógenos, mas são alimentados com a incerteza gerada pela informação imperfeita. Assim, os sentimentos fazem com que as expectativas se desviem das estimativas ótimas baseadas em informações, tornando-se maior conforme o aumento da incerteza.

Sob essa perspectiva, o afastamento dos preços dos ativos em relação ao seu valor intrínseco, que resulta no aparecimento das anomalias em função das crenças dos investidores, pode sofrer os efeitos de um ambiente macroeconômico envolvido de incertezas. Assim, sob as condições propostas por Berardi (2022), os sentimentos que geram as anomalias são desencadeados por um choque exógeno, porém com efeito endógeno no preços dos ativos mediado pela incerteza. Portanto, nesse contexto de incertezas, os agentes podem ter crenças subjetivas sobre variáveis econômicas e, com isso, atitudes psicológicas (ou seja, sentimento) afetem suas expectativas, impactando o retorno das anomalias.

Portanto, nesse quadro teórico, enquadram-se as evidências apresentadas no estudo das anomalias nos mercados emergentes da América Latina. As evidências apresentadas inicialmente com o modelo de sentimento do investidor (SIEF) demonstraram maior poder explicativo dos retornos das anomalias na América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) do que nos modelos em que se utilizou a Incerteza da Política Econômica (EPU). Entretanto, a inclusão do sentimento do investidor não levou em consideração a causalidade do EPU sobre o sentimento e, portanto, não foi considerado que o sentimento pode ter sido “alimentado” pela incerteza.

Por outro lado, ao considerar o modelo baseado no efeito moderador do EPU sobre o SIEF (SiefEpu), verificou-se, exceto para a Colômbia, que a força da interação entre retorno das anomalias e sentimento redundou em menor impacto do que o anteriormente observado. Assim, o efeito dessa interação provocou um resultado mais significativo do que o EPU e menos robusto do que o SIEF. Portanto, ao considerar que o sentimento é constituído por um componente resultante da causalidade com a incerteza, a força do sentimento para influenciar no retorno passa a ser menor quando esse componente é retirado pelo valor da incerteza.

De modo geral, os resultados reforçam os argumentos em favor da não rejeição da hipótese H1 levantada no estudo, de que o retorno das anomalias nos países emergentes da

América Latina é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza. Em síntese, essa hipótese foi sustentada pelas evidências de que a interação entre o sentimento do investidor e a incerteza econômica (EPU) reduz a influência do sentimento sobre os retornos das anomalias. Observou-se que a inclusão do índice de sentimento do investidor (SIEF) ajustado pela incerteza econômica resultou em um número menor de anomalias significativas, sugerindo que a incerteza econômica modera a relação entre o sentimento do investidor e os retornos das anomalias. Portanto, a análise mostrou que, embora a incerteza por si só não tenha sido significativa, sua interação com o sentimento do investidor reduziu a força do SIEF sobre os retornos, indicando um impacto negativo no retorno das anomalias.

## 4.2 ANÁLISE DA SEGUNDA HIPÓTESE DE PESQUISA

Propondo-se desenvolver mecanismos teóricos e metodológicos para fundamentar a tese de que o *Factor Momentum* das anomalias em mercados emergentes é afetado pelo sentimento do investidor e pela Incerteza na Política Econômica, analisa-se nesta Seção a hipótese de que o *Factor Momentum* é impactado positivamente pelo sentimento do investidor. Inicialmente, investiga-se como os retornos dos fatores são condicionados aos retornos passados e, dessa forma, são informativos sobre os retornos futuros. Em seguida, investiga-se a magnitude dos retornos anormais nas estratégias de FMOM. Por fim, discute-se como o Sentimento do Investidor pode influenciar o *Factor momentum* das anomalias.

### 4.2.1 Momento do Fator e o Retorno das Anomalias

A primeira análise buscou identificar a capacidade de os retornos passados influenciar o retorno futuro das anomalias. Foram estimadas regressões de séries temporais em que a variável dependente foi o retorno do fator no mês  $t$  e a variável explicativa representou o desempenho do fator ao longo do ano anterior, do mês  $t - 12$  ao  $t - 1$ . Essa variável assumiu o valor um, quando o retorno do fator foi positivo, e zero nos caso contrário. As estimativas da regressão MQO para cada fator condicional aos retornos dos últimos 12 meses (Painel A) e de um mês anterior (Painel B) são mostradas na Tabela 25.

Na primeira abordagem (Painel A), o intercepto ( $\hat{\alpha}_{12}$ ) da regressão foi utilizado para verificar o comportamento do retorno dos fatores após o retorno anterior de 12 meses ser negativo. Já o coeficiente linear ( $\hat{\beta}_{12}$ ) foi empregado para medir a diferença nos retornos médios após retornos de 12 meses anteriores serem positivos e negativos. De modo semelhante, na segunda abordagem (Painel B), realizou-se os mesmos testes considerando o retorno anterior de um mês. Com isso, o intercepto ( $\hat{\alpha}_1$ ) capturou os retornos médios após o retorno anterior de um mês ser negativo e o coeficiente linear ( $\hat{\beta}_1$ ) mediu a diferença nos retornos médios após o retorno de um mês antes ser positivo ou negativo.

**Tabela 25** – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no Brasil

Fatores	Painel A: retorno após 12 meses				Painel B: retorno após 1 mês				ARI
	Intercepto		Coeficientes		Intercepto		Coeficientes		
	$\hat{\alpha}_{12}$	$t(\hat{\alpha}_{12})$	$\hat{\beta}_{12}$	$t(\hat{\beta}_{12})$	$\hat{\alpha}_1$	$t(\hat{\alpha}_1)$	$\hat{\beta}_1$	$t(\hat{\beta}_1)$	
<b>Média</b>	-0,023***	(-2,64)	0,041**	(2,88)	-0,013	(-1,43)	0,016	(1,19)	-
<b>BM</b>	-0,030***	(-3,10)	0,048**	(2,80)	-0,035***	(-3,57)	0,050**	(3,28)	0,181 **
<b>LP</b>	-0,021***	(-2,37)	0,041**	(3,33)	-0,006	(-0,69)	0,017	(1,39)	0,154 **
<b>FC</b>	-0,027***	(-3,10)	0,047**	(3,76)	-0,018***	(-2,06)	0,030**	(2,44)	0,170 **
<b>CVD</b>	-0,005	(-0,34)	0,029	(1,74)	0,010	(1,05)	0,010	(0,73)	0,041
<b>DPL</b>	-0,009	(-1,34)	0,027**	(2,67)	0,000	(0,00)	0,006	(0,60)	0,012
<b>INV</b>	-0,020***	(-2,67)	0,029**	(2,45)	-0,006	(-0,80)	0,002	(0,16)	0,040
<b>CIN</b>	-0,023***	(-3,27)	0,040**	(3,46)	-0,008	(-1,05)	0,003	(0,25)	-0,029
<b>CES</b>	-0,026***	(-3,30)	0,043**	(3,56)	-0,021***	(-2,51)	0,030**	(2,57)	0,105
<b>ACC</b>	-0,018***	(-2,26)	0,033**	(3,01)	-0,004	(-0,55)	0,005	(0,44)	0,135 *
<b>AOP</b>	-0,022***	(-2,51)	0,041**	(3,63)	-0,012	(-1,43)	0,026**	(2,40)	0,226 ***
<b>ROE</b>	-0,027***	(-3,26)	0,040**	(2,21)	-0,028***	(-2,78)	0,014	(0,93)	0,156 **
<b>ROA</b>	-0,034***	(-4,22)	0,051*	(3,30)	-0,030***	(-3,19)	0,016	(1,07)	0,135 *
<b>LBA</b>	-0,030***	(-3,32)	0,041**	(2,60)	-0,028***	(-2,88)	0,026	(1,85)	0,157 **
<b>FSC</b>	-0,012	(-1,65)	0,021**	(2,01)	-0,006	(-0,82)	0,009	(0,91)	0,070
<b>CMB</b>	-0,016	(-1,81)	0,030**	(2,54)	-0,003	(-0,31)	0,007	(0,63)	0,041
<b>ME</b>	-0,036***	(-2,15)	0,076*	(3,97)	0,006	(0,45)	0,029	(1,74)	0,137 *
<b>TVOL</b>	-0,032***	(-2,35)	0,058*	(3,64)	-0,002	(-0,14)	0,022	(1,51)	0,182 **
<b>BAB</b>	-0,022***	(-3,22)	0,051*	(3,32)	-0,024***	(-3,05)	0,025**	(2,05)	0,098
<b>BETA</b>	-0,030***	(-2,64)	0,061*	(3,78)	-0,004	(-0,33)	0,007	(0,45)	-0,008
<b>VTUR</b>	-0,021***	(-2,77)	0,037**	(3,00)	-0,003	(-0,38)	-0,010	(-0,85)	-0,008
<b>SUE</b>	-0,025***	(-2,99)	0,024	(1,60)	-0,025***	(-2,84)	0,018	(1,34)	0,087
<b>MOM</b>	-0,037***	(-2,72)	0,059*	(2,81)	-0,022	(-1,57)	0,014	(0,68)	-0,035
<b>MOM6</b>	-0,026***	(-3,02)	0,040**	(2,54)	-0,018***	(-1,98)	0,013	(0,90)	0,055
<b>AL52</b>	-0,020***	(-3,43)	0,029**	(2,97)	-0,012	(-1,92)	0,007	(0,78)	0,101
<b>MINT</b>	-0,017***	(-2,17)	0,020	(1,24)	-0,021***	(-2,36)	0,021	(1,55)	0,040

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os Retornos dos fatores condicionais aos retornos anteriores de 12 meses e de um mês. O intercepto da regressão ( $\hat{\alpha}$ ) captura os retornos médios após o retorno anterior de 12 meses ser negativo, e o coeficiente linear ( $\hat{\beta}$ ) mede a diferença nos retornos médios após retornos de 12 meses anteriores positivos e negativos. Os valores  $t$ ,  $t(\hat{\alpha})$  e  $t(\hat{\beta})$ , foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). ARI representa a autocorrelação de primeira ordem. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Considerando-se a média de todas as anomalias, pode-se verificar que o retorno médio

das estratégias de momento após o retorno anterior de 12 meses ser negativo ( $\hat{\alpha}_{12}$ ) foi de -2,3% ( $t = -2,64$ ) com nível de significância de 1%. Por outro lado, a diferença nos retornos médios positivos e negativos após retornos de 12 meses anteriores foi de 4,1% ao mês ( $t = 2,88$ ), com coeficiente  $\beta_{12}$  significativo ao nível de 5%. Assim, identificou-se uma diferença bastante considerável no retorno do período seguinte mediante a magnitude e o comportamento dos sinais observados nos retornos anteriores. Na segunda abordagem, que considerou o retorno dos fatores com base no resultado médio de um mês anterior, o valor estimado para o período seguinte não foi considerado significativo para o intercepto nem para o coeficiente  $\beta_1$ .

Para os demais fatores individualmente, todos os coeficientes ( $\hat{\beta}_{12}$ ) apresentaram sinais positivos em ambos os modelos, exceto o fator VTUR ( $\beta_{12} = -0,01$  e  $t = -0,85$ ) que, foi negativo, porém não significante. Destaque-se que, entre os coeficientes  $\hat{\beta}_{12}$ , 17 foram significativos a 5% e mais seis ao nível de 10%. Já os coeficientes  $\hat{\beta}_1$ , apenas cinco foram significativos a 5%, com os demais não apresentando nenhum tipo de significância. Dessa forma, em média, os fatores obtiveram retornos negativos após 12 meses de desempenho inferior e retornos positivos para as diferenças entre retornos positivos e negativos.

O retorno médio para o fator momento MOM foi significativamente negativo após períodos de retornos negativos de 12 meses (-3,7%) e maior do que o retorno médio após um desempenho positivo de 12 meses (2,3%). De modo semelhante, o fator momento 12 meses também foi significativamente negativo após períodos de retornos negativos de 12 meses (-2,6%) e um pouco maior do que o retorno médio após um desempenho positivo de 12 meses (2,3%). Destaque-se que esse fator também foi significativo, quando considerado períodos de retornos negativos de um mês (-1,8%), superando a média dos retornos para o conjunto dos fatores (-1,3%). De modo contrário, considerando-se retornos positivos anteriores nos 12 meses, a estratégia de MOM (5,9%) e MOM6 (4,0%) apresentaram resultados positivos e significativos que superaram, ou pelo menos, assemelham-se, à média dos retornos de todos os fatores (4,1%).

Esses resultados não confirmam os achados de Grobys, Kolari e Rutanen (2022), ao observarem que a maior parte dos fatores apresentou retornos positivos no mês seguinte a um período de 12 meses positivos e retornos negativos após um mês de retornos negativos. Ehsani e Linnainmaa (2022) também observaram retornos positivos e negativos para os fatores após períodos de baixo desempenho em 12 meses. No geral, mesmo apresentando sinais contrários ao esperado, os resultados sugerem que os retornos dos fatores são persistentes, como proposto

em Grobys, Kolari e Rutanen (2022) e, em média, maiores após períodos de retornos positivos do que após períodos de retornos negativos.

Em relação à autocorrelação de primeira ordem (AR1) das séries de retornos mensais para cada fator, verificou-se que apenas dez (40%) apresentaram autocorrelação positiva e nível de significância estatística de pelo menos 10%. Esse resultado sinaliza que menos da metade dos fatores apresentou forte autocorrelação, sugerindo-se que pode existir o *Factor Momentum*, mas não para todos os fatores. Fan *et al.* (2022b) chegaram a resultados mais robustos, evidenciando autocorrelação positiva em 80% dos fatores para o mercado norte-americano e 86% para os fatores globais.

Para o mercado chileno, essas evidências foram menos robustas, como pode ser observado na Tabela 26. Na primeira abordagem apresentada no Painel A, o retorno médio das estratégias de momento após o retorno anterior de 12 meses ser negativo ( $\hat{\alpha}_{12}$ ) foi de -1,3% ( $t = -2, 58$ ) com nível de significância de 1%. Por outro lado, a diferença nos retornos médios positivos e negativos após retornos de 12 meses anteriores foi de 2,4% ao mês ( $t = 3, 19$ ), com coeficiente  $\beta_{12}$  significativo ao nível de 5%. Novamente identificou-se uma diferença bastante considerável no retorno do período seguinte associada ao modo como foram observados os retornos anteriores. A segunda abordagem disposta no Painel B, seguindo-se os padrões que foram observados no Brasil, não apresentou valores significativos para o intercepto, bem como para o coeficiente  $\beta_1$ .

Para os demais fatores, todos os coeficientes ( $\hat{\beta}_{12}$ ) apresentaram sinais positivos no modelo definido no Painel A, com nível de significância de 5%. Destaque-se que o fator BAB apresentou melhor desempenho ( $\hat{\beta}_{12} = 3, 2$  e  $t = 4, 19$ ), com percentual de cerca de 31% maior do que o retorno médio de todos os fatores. De outro modo, o retorno estimado com base na diferença do retorno mensal ( $\hat{\beta}_1$ ) apresentado no Painel B não resultou em nenhum fator significativo.

Para os fatores relacionados ao efeito momento, registraram-se significância estatística ao nível 1% nos fatores MOM ( $\hat{\beta}_{12} = -2, 0$  e  $t = -3, 279$ ), MOM6 ( $\hat{\beta}_{12} = -1, 2$  e  $t = -2, 05$ ) e MINT ( $\hat{\beta}_{12} = -1, 6$  e  $t = -3, 08$ ) após períodos de retornos negativos de 12 meses. Seguindo-se períodos de retornos positivos em 12 meses, esses fatores também registraram retornos positivos, com significância de 5%: MOM ( $\hat{\beta}_{12} = 3, 0$  e  $t = 3, 22$ ), MOM6 ( $\hat{\beta}_{12} = 1, 9$  e  $t = 2, 26$ ) e MINT ( $\hat{\beta}_{12} = 2, 4$  e  $t = 3, 04$ ). Novamente, esses resultados divergem das evidências observados por Grobys, Kolari e Rutanen (2022) e assemelham-se

ao que fora visto para o Brasil, com apenas algumas divergências com relação ao número de significância e magnitude dos fatores. Também confronta os resultados propostos por Ehsani e Linnainmaa (2022) que observaram retornos positivos e negativos para os fatores após períodos de baixo desempenho em 12 meses. Dessa forma, os resultados da regressão são semelhantes ao observado para o mercado brasileiro e sugerem que os retornos dos fatores são altamente persistentes e, em média, maiores após períodos de retornos positivos do que após períodos de retornos negativos.

**Tabela 26** – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no Chile

Fatores	Painel A: retorno após 12 meses				Painel B: retorno após 1 mês				AR1
	Intercepto		Coeficientes		Intercepto		Coeficientes		
	$\hat{\alpha}_{12}$	$t(\hat{\alpha}_{12})$	$\hat{\beta}_{12}$	$t(\hat{\beta}_{12})$	$\hat{\alpha}_1$	$t(\hat{\alpha}_1)$	$\hat{\beta}_1$	$t(\hat{\beta}_1)$	
<b>Média</b>	-0,013***	(-2,58)	0,024**	(3,19)	-0,001	(-0,25)	0,000	(-0,04)	-
<b>BM</b>	-0,016***	(-4,27)	0,024**	(3,80)	-0,005	(-1,36)	-0,004	(-0,60)	-0,040
<b>LP</b>	-0,010***	(-2,42)	0,018**	(2,76)	0,000	(-0,10)	-0,003	(-0,43)	-0,017
<b>FC</b>	-0,012***	(-3,19)	0,019**	(3,28)	0,001	(0,31)	-0,009	(-1,53)	-0,043
<b>CVD</b>	-0,009	(-1,17)	0,027**	(3,03)	0,010	(1,67)	-0,001	(-0,12)	-0,070
<b>DPL</b>	-0,008	(-1,92)	0,018**	(3,05)	-0,002	(-0,61)	0,006	(1,06)	-0,116
<b>INV</b>	-0,011	(-1,94)	0,024**	(3,58)	0,010***	(2,06)	-0,005	(-0,84)	-0,201 **
<b>CIN</b>	-0,012***	(-2,05)	0,027**	(3,59)	0,007	(1,27)	-0,002	(-0,30)	-0,053
<b>CES</b>	-0,007	(-0,92)	0,022**	(2,56)	0,011**	(1,99)	-0,005	(-0,67)	-0,153 *
<b>ACC</b>	-0,014***	(-2,97)	0,022**	(3,08)	-0,003	(-0,54)	-0,005	(-0,67)	-0,058
<b>AOP</b>	-0,008***	(-1,99)	0,019**	(3,19)	0,000	(0,08)	0,004	(0,59)	-0,074
<b>ROE</b>	-0,012***	(-2,69)	0,018**	(2,56)	-0,003	(-0,73)	-0,002	(-0,35)	-0,051
<b>ROA</b>	-0,013***	(-2,35)	0,024**	(3,03)	-0,002	(-0,41)	0,002	(0,22)	-0,047
<b>LBA</b>	-0,019***	(-3,89)	0,027**	(4,09)	-0,007	(-1,46)	0,007	(0,97)	0,037
<b>FSC</b>	-0,011***	(-3,10)	0,022**	(3,67)	-0,004	(-1,05)	0,000	(-0,01)	-0,094
<b>CMB</b>	-0,019***	(-4,13)	0,021**	(2,59)	-0,011***	(-2,25)	-0,005	(-0,69)	-0,036
<b>ME</b>	-0,005	(-1,08)	0,021**	(3,04)	0,007	(1,35)	-0,005	(-0,71)	-0,118
<b>TVOL</b>	-0,012***	(-2,14)	0,028**	(3,44)	0,000	(0,01)	0,003	(0,32)	-0,022
<b>BAB</b>	-0,020***	(-3,39)	0,032**	(4,19)	0,002	(0,40)	-0,005	(-0,71)	-0,043
<b>BETA</b>	-0,018***	(-2,41)	0,034**	(3,03)	-0,005	(-0,63)	-0,001	(-0,08)	-0,045
<b>VTUR</b>	-0,010	(-1,83)	0,024**	(3,29)	0,000	(-0,08)	0,006	(0,81)	0,120
<b>SUE</b>	-0,013***	(-2,76)	0,025**	(3,44)	0,000	(-0,11)	-0,006	(-0,91)	-0,114
<b>MOM</b>	-0,020***	(-3,27)	0,030**	(3,22)	-0,009	(-1,37)	0,003	(0,32)	0,049
<b>MOM6</b>	-0,012***	(-2,05)	0,019**	(2,26)	-0,004	(-0,63)	0,000	(0,03)	-0,025
<b>AL52</b>	-0,013***	(-3,45)	0,020**	(3,04)	-0,009***	(-2,22)	0,011	(1,78)	0,020
<b>MINT</b>	-0,016***	(-3,08)	0,024**	(3,04)	-0,010	(-1,88)	0,012	(1,52)	0,115

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os Retornos dos fatores condicionais aos retornos anteriores de 12 meses e de um mês. O intercepto da regressão ( $\hat{\alpha}$ ) captura os retornos médios após o retorno anterior de 12 meses ser negativo, e o coeficiente linear ( $\hat{\beta}$ ) mede a diferença nos retornos médios após retornos de 12 meses anteriores positivos e negativos. Os valores  $t$ ,  $t(\hat{\alpha})$  e  $t(\hat{\beta})$ , foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). AR1 representa a autocorrelação de primeira ordem. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para a análise da autocorrelação de primeira ordem (AR1) das séries de retornos mensais de cada fator, verificou-se que apenas os fatores INV (-0,201) e CES (-0,153) apresentaram

autocorrelação significativa, porém, com sinal negativo. Assim, são observados sinais de que os retornos dos fatores dos períodos anteriores carregam informações em direção opostas sobre os retornos futuros, sugerindo-se que o retorno negativos nas estratégias de *Factor Momentum* no Chile podem indicar resultados positivos nos períodos seguintes. Assim, encontram-se evidências que contrapõem os resultados do mercado brasileiro e distancia-se das observações feitas por Fan *et al.* (2022b) para o mercado norte-americano (80% dos fatores com autocorrelação positiva) e para os fatores globais (com 86% dos fatores sendo considerados significativos).

Para o mercado colombiano, as evidências foram ainda menos significativas, como pode ser verificado na Tabela 27. Na abordagem apresentada no Painel A, o retorno médio das estratégias de momento após o retorno anterior de 12 meses ser negativo ( $\hat{\alpha}_{12}$ ) foi de -2,0% ( $t = -1,61$ ) e não significativo. Entretanto, a diferença nos retornos médios positivos e negativos após retornos de 12 meses anteriores foi de 3,9% ao mês ( $t = 2,1$ ), com coeficiente  $\beta_{12}$  significativo ao nível de 5%. Assim, observou-se que os retornos anteriores, sendo negativos, não geraram retornos negativos significativos nos 12 meses seguintes. Porém, retornos positivos influenciaram a média do retorno nesse período. Em relação à segunda abordagem disposta no Painel B, seguindo-se os padrões que foram observados no Brasil e no Chile, a Colômbia não apresentou valores significativos para o intercepto e para o coeficiente  $\beta_1$ .

Esse comportamento ficou mais evidente, quando foi observado isoladamente o retorno médio de cada fator. Em relação ao ( $\hat{\alpha}_{12}$ ) para o mercado colombiano, registraram-se significância estatística ao nível de 1% e coeficiente negativo em nove fatores, dos quais BAB ( $\alpha_{12} = -0,051$ ;  $t = -2,71$ ) e MOM ( $\alpha_{12} = -0,036$ ;  $t = -2,83$ ) obtiveram maiores retornos negativos. Comparando-se aos resultados do Brasil e do Chile, trata-se de evidências menos significativas em termos de impacto do retorno anterior negativo sobre o retorno do fator 12 meses seguinte.

Por outro lado, nos coeficientes  $\hat{\beta}_{12}$  no modelo definido no Painel A, 17 fatores registraram sinais positivos, dos quais 15 tiveram níveis de significância de 5% e dois deles com significância de 10%. Destaque-se que a magnitude dos fatores ACC ( $\beta_{12} = 0,059$ ;  $t = 2,67$ ) e MOM ( $\beta_{12} = 0,05$ ;  $t = 2,21$ ) apresentaram os melhores desempenho, superando inclusive a média de todos fatores. De outro modo, o retorno estimado com base na diferença do retorno mensal ( $\hat{\beta}_1$ ) apresentado no Painel B só resultou em quatro fatores significativos ao nível de 5% (LP, CVD, SUE e MOM6).

De modo geral, esses resultados divergem das evidências observados por Grobys, Kolari e Rutanen (2022) e também se contrapõem aos resultados propostos por Ehsani e Linnainmaa (2022), que observaram retornos positivos e negativos para os fatores após períodos de baixo desempenho em 12 meses. Porém, os resultados da regressão são semelhantes ao observado para o mercados brasileiro e chileno, no que se referem aos sinais dos coeficientes e sugerem que os retornos dos fatores exibem algum grau de persistência que, em média, são maiores após períodos de retornos positivos do que após períodos de retornos negativos.

**Tabela 27** – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado na Colômbia

Fatores	Painel A: retorno após 12 meses				Painel B: retorno após 1 mês				
	Intercepto		Coeficientes		Intercepto		Coeficientes		AR1
	$\hat{\alpha}_{12}$	$t(\hat{\alpha}_{12})$	$\hat{\beta}_{12}$	$t(\hat{\beta}_{12})$	$\hat{\alpha}_1$	$t(\hat{\alpha}_1)$	$\hat{\beta}_1$	$t(\hat{\beta}_1)$	
<b>Média</b>	-0,020	(-1,61)	0,039**	(2,10)	-0,008	(-0,69)	0,013	(0,78)	-
<b>BM</b>	-0,014	(-1,24)	0,036**	(2,24)	0,001	(0,08)	0,003	(0,17)	-0,058
<b>LP</b>	-0,002	(-0,14)	0,023	(1,33)	-0,001	(-0,11)	0,029**	(2,10)	0,320 **
<b>FC</b>	-0,005	(-0,35)	0,026	(1,51)	0,014	(1,27)	-0,004	(-0,27)	-0,056
<b>CVD</b>	-0,023***	(-2,43)	0,047**	(2,22)	-0,031***	(-2,96)	0,038**	(2,34)	0,197
<b>DPL</b>	-0,032***	(-2,30)	0,047**	(2,77)	0,012	(1,00)	-0,019	(-1,22)	-0,150
<b>INV</b>	-0,012	(-1,10)	0,027	(1,59)	-0,013	(-1,28)	0,023	(1,50)	0,252 *
<b>CIN</b>	-0,017	(-1,43)	0,035	(1,92)	-0,018	(-1,59)	0,032	(1,87)	0,244 *
<b>CES</b>	-0,021***	(-2,25)	0,032**	(2,61)	-0,005	(-0,66)	0,007	(0,58)	0,280 **
<b>ACC</b>	-0,025***	(-2,12)	0,059*	(2,67)	0,000	(-0,01)	-0,022	(-1,16)	-0,089
<b>AOP</b>	-0,013	(-1,55)	0,041**	(2,77)	-0,003	(-0,30)	0,005	(0,37)	0,184
<b>ROE</b>	-0,009	(-0,80)	0,022	(1,48)	0,007	(0,74)	-0,012	(-0,87)	0,095
<b>ROA</b>	-0,012	(-0,84)	0,038**	(2,11)	-0,003	(-0,25)	0,024	(1,45)	0,215
<b>LBA</b>	-0,016	(-1,79)	0,043**	(2,70)	-0,016	(-1,71)	0,028	(1,89)	0,213
<b>FSC</b>	-0,018	(-1,61)	0,036**	(2,56)	-0,007	(-0,68)	0,022	(1,68)	0,271 **
<b>CMB</b>	-0,007	(-0,54)	0,018	(1,16)	0,004	(0,40)	0,002	(0,12)	0,185
<b>ME</b>	-0,021***	(-1,97)	0,039**	(2,33)	-0,014	(-1,26)	0,023	(1,48)	0,249 *
<b>TVOL</b>	-0,011	(-0,68)	0,042**	(2,16)	0,009	(0,66)	0,010	(0,57)	0,002
<b>BAB</b>	-0,029***	(-3,06)	0,038**	(2,18)	-0,012	(-1,22)	-0,016	(-1,06)	-0,032
<b>BETA</b>	-0,051***	(-2,71)	0,067	(1,76)	-0,045***	(-2,44)	0,037	(1,29)	0,055
<b>VTUR</b>	-0,007	(-0,47)	0,027	(1,17)	0,000	(-0,01)	0,008	(0,37)	0,048
<b>SUE</b>	-0,026	(-1,60)	0,048**	(2,44)	-0,016	(-1,29)	0,042**	(2,47)	0,161
<b>MOM</b>	-0,036***	(-2,83)	0,050**	(2,21)	-0,025***	(-2,17)	0,020	(1,11)	-0,030
<b>MOM6</b>	-0,026	(-1,73)	0,039**	(2,01)	-0,021	(-1,65)	0,040**	(2,27)	0,261 **
<b>AL52</b>	-0,036***	(-2,84)	0,058*	(2,30)	-0,018	(-1,35)	-0,009	(-0,41)	0,030
<b>MINT</b>	-0,022	(-1,89)	0,036**	(2,35)	-0,004	(-0,34)	0,011	(0,74)	-0,137

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os Retornos dos fatores condicionais aos retornos anteriores de 12 meses e de um mês. O intercepto da regressão ( $\hat{\alpha}$ ) captura os retornos médios após o retorno anterior de 12 meses ser negativo e o coeficiente linear ( $\hat{\beta}$ ) mede a diferença nos retornos médios após retornos de 12 meses anteriores positivos e negativos. Os valores t,  $t(\hat{\alpha})$  e  $t(\hat{\beta})$ , foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). AR1 representa a autocorrelação de primeira ordem. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para a análise da autocorrelação de primeira ordem (AR1) das séries de retornos mensais de cada fator, verificou-se que apenas os fatores INV (-0,201) e CES (-0,153) apresentaram

autocorrelação significativa, porém, com sinais negativos. Assim, verifica-se indícios de que os retornos dos fatores dos períodos anteriores carregam informações sobre os retornos futuros em direções opostas, sugerindo-se que o *Factor Momentum* no Chile pode ser positivo após registro de retornos negativos. Assim, encontram-se evidências que contrapõem os resultados do mercado brasileiro e distanciam-se das observações feitas por Fan *et al.* (2022b) para o mercado norte-americano (80% dos fatores com autocorrelação positiva) e para os fatores globais (com 86% dos fatores sendo considerados significativos).

No México, as evidências em relação ao  $(\hat{\alpha}_{12})$ , com sinal negativo, e o  $(\hat{\beta}_{12})$ , com sinal positivo, seguem os mesmos padrões dos outros países. A Tabela 28 destaca os dois cenários que foram analisados. Na primeira abordagem apresentada no Painel A, o retorno médio de todas os fatores em conjunto apresentou  $(\hat{\alpha}_{12})$  com apenas -1,3% ( $t = -2,44$ ) e significância de 5%, ou seja, quando o retorno médio nos 12 meses anteriores apresentou sinal negativo, registraram-se perdas da ordem de 1,3%, ou seja, valor menor do que os observados no Brasil e na Colômbia, mas assemelhando-se ao que fora identificado no Chile.

Seguindo os resultados vistos anteriormente nos demais países, quando se determinou a diferença nos retornos médios positivos e negativos após retornos de 12 meses anteriores, identificou-se que retorno de 2,4% ( $t = 2,84$ ), com coeficiente  $\hat{\beta}_1$  significativo ao nível de 5%. Assim, há indícios de que os retornos positivos podem influenciar a média dos retornos dos fatores nesse período. Com relação à segunda abordagem, disposta no Painel B, seguindo-se os padrões que foram observados nos outros países (Brasil, Chile e Colômbia) não foram registrados valores significativos para o intercepto e para o coeficiente  $\hat{\beta}_1$ .

Quando foram observados os retornos dos fatores isoladamente, verificou-se que 19 (76%) dos  $\hat{\alpha}_{12}$  registraram significância estatística ao nível de 1% e coeficiente negativo em todos os fatores. Para o coeficiente  $\hat{\beta}_{12}$ , os sinais foram positivos e significativos para 24 (96%) fatores, dos quais ME ( $\hat{\beta}_{12} = 0,041$ ;  $t = 4,55$ ) e ROE ( $\hat{\beta}_{12} = 0,037$ ;  $t = 4,07$ ) obtiveram maiores retornos positivos.

Com isso, verificou-se que os resultados apontados por Grobys, Kolari e Rutanen (2022) e Ehsani e Linnainmaa (2022) não foram observados no mercado mexicano. Segundo esses autores, esperava-se retornos positivos e negativos para os fatores após períodos de baixo desempenho em 12 meses. Nesse sentido, os resultados das regressões indicaram um alinhamento no comportamento do retorno dos fatores em função dos retornos passados nos países emergentes da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia e México) e sugerem que os

retornos dos fatores exibem algum grau de persistentes que, em média, são maiores após períodos de retornos positivos do que após períodos de retornos negativos.

**Tabela 28** – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no México

Fatores	Painel A: retorno após 12 meses				Painel B: retorno após 1 mês				
	Intercepto		Coeficientes		Intercepto		Coeficientes		AR1
	$\hat{\alpha}_{12}$	$t(\hat{\alpha}_{12})$	$\hat{\beta}_{12}$	$t(\hat{\beta}_{12})$	$\hat{\alpha}_1$	$t(\hat{\alpha}_1)$	$\hat{\beta}_1$	$t(\hat{\beta}_1)$	
<b>Média</b>	-0,013***	(-2,44)	0,024**	(2,84)	-0,007	(-1,15)	0,008	(0,95)	-
<b>BM</b>	-0,015***	(-3,03)	0,023**	(2,97)	-0,012***	(-2,38)	0,012	(1,55)	0,053
<b>LP</b>	-0,009	(-1,67)	0,019**	(2,35)	-0,006	(-1,01)	0,008	(0,91)	0,038
<b>FC</b>	-0,011	(-1,91)	0,033**	(3,52)	-0,009	(-1,37)	0,019**	(2,12)	0,049
<b>CVD</b>	-0,003	(-0,29)	0,014	(1,55)	0,010	(1,92)	-0,001	(-0,17)	-0,025
<b>DPL</b>	-0,015***	(-2,47)	0,023**	(2,40)	-0,009	(-1,56)	0,008	(0,83)	-0,034
<b>INV</b>	-0,015***	(-3,02)	0,024**	(3,31)	-0,004	(-0,79)	0,003	(0,35)	0,001
<b>CIN</b>	-0,014***	(-2,85)	0,027**	(3,60)	-0,006	(-1,21)	0,009	(1,18)	0,028
<b>CES</b>	-0,016***	(-2,78)	0,023**	(2,89)	-0,001	(-0,10)	-0,006	(-0,74)	-0,065
<b>ACC</b>	-0,016***	(-3,00)	0,027**	(3,35)	-0,004	(-0,72)	0,001	(0,11)	0,018
<b>AOP</b>	-0,012***	(-2,37)	0,023**	(2,73)	-0,004	(-0,66)	0,002	(0,24)	0,014
<b>ROE</b>	-0,020***	(-3,12)	0,039**	(4,07)	-0,016***	(-2,11)	0,023**	(2,31)	0,161 **
<b>ROA</b>	-0,020***	(-3,48)	0,037**	(4,26)	-0,012***	(-2,01)	0,018**	(2,19)	0,097
<b>LBA</b>	-0,014***	(-2,55)	0,022**	(2,46)	-0,013***	(-2,07)	0,017	(1,84)	0,074
<b>FSC</b>	-0,008	(-1,87)	0,019**	(3,06)	-0,008	(-1,76)	0,016**	(2,51)	0,095
<b>CMB</b>	-0,013***	(-2,91)	0,026**	(3,38)	-0,002	(-0,33)	-0,008	(-0,98)	-0,116
<b>ME</b>	-0,016***	(-2,77)	0,041**	(4,55)	-0,009	(-1,34)	0,021**	(2,17)	0,141 *
<b>TVOL</b>	-0,010***	(-2,04)	0,023**	(2,98)	-0,008	(-1,50)	0,021**	(2,59)	0,206 ***
<b>BAB</b>	-0,012***	(-2,20)	0,019**	(2,25)	-0,002	(-0,30)	-0,007	(-0,88)	-0,064
<b>BETA</b>	-0,011	(-1,85)	0,020**	(2,45)	-0,002	(-0,34)	0,001	(0,08)	0,055
<b>VTUR</b>	-0,010***	(-2,07)	0,015**	(2,12)	-0,007	(-1,44)	0,006	(0,84)	0,088
<b>SUE</b>	-0,012***	(-2,37)	0,020**	(2,40)	-0,013***	(-2,42)	0,019**	(2,35)	0,140 *
<b>MOM</b>	-0,013***	(-2,68)	0,018**	(1,99)	-0,001	(-0,19)	-0,005	(-0,61)	-0,118
<b>MOM6</b>	-0,006	(-1,29)	0,006	(0,74)	-0,006	(-1,16)	0,009	(1,16)	-0,004
<b>AL52</b>	-0,017***	(-3,08)	0,026**	(2,87)	-0,012	(-1,95)	0,010	(1,18)	0,154 *
<b>MINT</b>	-0,016***	(-3,44)	0,024**	(2,73)	-0,011	(-1,90)	0,006	(0,67)	0,093

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os Retornos dos fatores condicionais aos retornos anteriores de 12 meses e de um mês. O intercepto da regressão ( $\hat{\alpha}$ ) captura os retornos médios após o retorno anterior de 12 meses ser negativo, e o coeficiente linear ( $\hat{\beta}$ ) mede a diferença nos retornos médios após retornos de 12 meses anteriores positivos e negativos. Os valores  $t$ ,  $t(\hat{\alpha})$  e  $t(\hat{\beta})$ , foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). AR1 representa a autocorrelação de primeira ordem. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para a análise da autocorrelação de primeira ordem (AR1) das séries de retornos mensais de cada fator, verificou-se que apenas os fatores ROE (0,161), MER (0,141), TVOL (0,206), SUE (0,140) e AL52 (0,154) apresentaram autocorrelação positiva e significativa. Dessa forma, verificou-se que um percentual bem reduzido dos fatores (20%) carregava informações sobre os retornos futuros, sugerindo-se que pode existir o *Factor Momentum* no México. Assim, encontraram-se evidências semelhantes àquelas observadas no mercado brasileiro, mas bastante

inferior ao que fora evidenciado por Fan *et al.* (2022b) para o mercado norte-americano (80% dos fatores com autocorrelação positiva) e para os fatores globais (com 86% dos fatores sendo considerados significativos).

Finalmente, os dados para o mercado peruano também refletiram os parâmetros já observados para os demais países analisados: sinal negativo para o intercepto  $\hat{\alpha}_{12}$ , positivo para o  $\hat{\beta}_{12}$  e sinais positivos e negativos para o modelo definido no Painel B, como pode ser observado na Tabela 29. Entretanto, os resultados divergiram quanto ao número de fatores com significância estatística de pelo menos 10%.

**Tabela 29** – Retorno dos fatores condicionado ao retorno passado no Peru

Fatores	Painel A: retorno após 12 meses				Painel B: retorno após 1 mês				ARI
	Intercepto		Coeficientes		Intercepto		Coeficientes		
	$\hat{\alpha}_{12}$	$t(\hat{\alpha}_{12})$	$\hat{\beta}_{12}$	$t(\hat{\beta}_{12})$	$\hat{\alpha}_1$	$t(\hat{\alpha}_1)$	$\hat{\beta}_1$	$t(\hat{\beta}_1)$	
<b>Média</b>	-0,018***	(-2,02)	0,035**	(2,74)	0,001	(0,25)	-0,001	(-0,14)	-
<b>BM</b>	-0,032***	(-2,16)	0,037	(1,52)	-0,028	(-1,82)	0,028	(1,26)	0,086
<b>LP</b>	-0,016***	(-2,41)	0,030**	(2,55)	0,006	(0,79)	-0,034***	(-2,87)	-0,184 **
<b>FC</b>	-0,024***	(-2,82)	0,041 **	(2,67)	0,008	(0,93)	-0,040***	(-2,95)	-0,184 **
<b>CVD</b>	-0,020	(-1,80)	0,039**	(3,00)	0,020**	(2,38)	-0,028***	(-2,38)	-0,161 *
<b>DPL</b>	-0,015	(-1,87)	0,032**	(2,61)	0,003	(0,35)	-0,015	(-1,17)	0,055
<b>INV</b>	-0,019***	(-2,48)	0,036**	(3,33)	0,009	(1,17)	-0,012	(-1,11)	-0,124
<b>CIN</b>	-0,025***	(-2,91)	0,044**	(3,76)	-0,001	(-0,10)	0,007	(0,56)	0,021
<b>CES</b>	-0,010	(-0,89)	0,024	(1,82)	0,013	(1,36)	-0,003	(-0,26)	0,035
<b>ACC</b>	-0,012	(-0,83)	0,035**	(1,98)	0,008	(0,71)	0,004	(0,25)	0,040
<b>AOP</b>	-0,018***	(-2,13)	0,038**	(3,47)	0,000	(0,05)	0,003	(0,31)	0,017
<b>ROE</b>	-0,026***	(-2,99)	0,045**	(3,64)	-0,016	(-1,80)	0,035**	(2,73)	0,221 ***
<b>ROA</b>	-0,022***	(-2,18)	0,042**	(2,97)	-0,012	(-1,13)	0,025	(1,76)	0,019
<b>LBA</b>	-0,027***	(-2,92)	0,046**	(3,03)	-0,011	(-1,05)	0,013	(0,84)	0,052
<b>FSC</b>	-0,018	(-1,94)	0,036**	(3,25)	0,004	(0,44)	0,008	(0,77)	0,018
<b>CMB</b>	-0,013	(-1,58)	0,025**	(2,11)	0,010	(1,11)	-0,017	(-1,36)	0,002
<b>ME</b>	-0,021***	(-2,33)	0,046**	(3,63)	-0,012	(-1,36)	0,024	(1,79)	0,072
<b>TVOL</b>	-0,026***	(-3,15)	0,047**	(4,06)	0,006	(0,75)	-0,014	(-1,21)	-0,081
<b>BAB</b>	-0,009	(-0,81)	0,026**	(2,01)	0,009	(0,99)	0,005	(0,39)	-0,069
<b>BETA</b>	-0,013	(-1,19)	0,034**	(2,31)	0,001	(0,13)	0,007	(0,46)	0,120
<b>VTUR</b>	-0,017	(-1,81)	0,037**	(2,98)	-0,001	(-0,15)	0,007	(0,56)	0,165 *
<b>SUE</b>	-0,014***	(-1,96)	0,031**	(3,03)	0,010	(1,17)	-0,009	(-0,82)	0,019
<b>MOM</b>	-0,019	(-1,71)	0,034	(1,47)	-0,011	(-0,96)	0,004	(0,25)	0,024
<b>MOM6</b>	-0,020***	(-2,19)	0,035**	(2,97)	0,001	(0,10)	0,008	(0,59)	0,021
<b>AL52</b>	-0,011	(-1,57)	0,021**	(2,14)	0,022**	(2,93)	-0,035***	(-3,34)	-0,189 **
<b>MINT</b>	-0,016	(-1,95)	0,024**	(2,23)	-0,007	(-0,81)	0,016	(1,38)	-0,053

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os Retornos dos fatores condicionais aos retornos anteriores de 12 meses e de um mês. O intercepto da regressão ( $\hat{\alpha}$ ) captura os retornos médios após o retorno anterior de 12 meses ser negativo, e o coeficiente linear ( $\hat{\beta}$ ) mede a diferença nos retornos médios após retornos de 12 meses anteriores positivos e negativos. Os valores t,  $t(\hat{\alpha})$  e  $t(\hat{\beta})$ , foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). ARI representa a autocorrelação de primeira ordem. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No resultado geral, tem-se que a média de retorno de todos os fatores foi negativa e

significante a 1% com  $\hat{\alpha}_{12} = -0,018$  e  $t = -2,02$  e retorno médio positivo e significativo a 5% no  $\hat{\beta}_{12} = 0,035$  e  $t = 2,74$ , como apresentado no Painel A. Já os retornos médios definidos no Painel B, não apresentaram significância estatística para o  $\hat{\alpha}_{12}$  e para o  $\hat{\beta}_{12}$ . Assim, verificou-se que o retorno médio após período 12 meses anteriores com retornos negativos tiveram menor impacto sobre o retorno do período seguinte do que quando o retorno dos 12 meses anteriores tiverem valores positivos.

Para os retorno dos fatores observados individualmente, verificou-se que 14 (56%) dos  $\hat{\alpha}_{12}$  registraram significância estatística ao nível de 1% e coeficiente negativo em todos os fatores. Para o coeficiente  $\hat{\beta}_{12}$ , os sinais foram positivos e a significância foi positiva para 22 (88%) fatores, dos quais TVOL ( $\hat{\beta}_{12} = 0,047$ ;  $t = 4,06$ ), ROE ( $\hat{\beta}_{12} = 0,045$ ;  $t = 3,64$ ) e LBA ( $\hat{\beta}_{12} = 0,046$ ;  $t = 3,63$ ) obtiveram maiores retornos positivos.

Para os fatores relacionados ao efeito momento, registraram-se significância estatística ao nível 5% nos fatores MOM6 ( $\hat{\beta}_{12} = 0,035$  e  $t = 2,97$ ), AL52 ( $\hat{\beta}_{12} = 0,021$  e  $t = 2,14$ ) e MINT ( $\hat{\beta}_{12} = 0,024$  e  $t = -2,23$ ) após períodos de retornos positivos de 12 meses. Seguindo-se períodos de retornos negativos em 12 meses, somente o fator MOM6 ( $\hat{\alpha}_{12} = -0,02$  e  $t = -2,19$ ) apresentou sigificância ao nível de 1%, mas com sinal negativo. Com isso, verificou-se que esses resultados foram divergentes das evidências observados por Grobys, Kolari e Rutanen (2022) e assemelham-se ao que fora visto para o Brasil, com apenas algumas divergências em termos do número de significância e magnitude dos fatores. Também foram contrários aos resultados propostos por Ehsani e Linnainmaa (2022) que observaram retornos positivos e negativos para os fatores após períodos de baixo desempenho em 12 meses. Portanto, os resultados das regressões sugeriram que os retornos dos fatores foram persistentes e, em média, maiores após períodos de retornos positivos do que após períodos de retornos negativos.

Para a análise da autocorrelação de primeira ordem (AR1) das séries de retornos mensais de cada fator, verificou-se que somente os fatores ROE (0,221) e VTUR (0,165) apresentaram autocorrelação positiva e significativa e os fatores LP (-0,184), FC (-0,184) CVD (-0,161) e AL52 (-0,189) obtiveram autocorrelação negativa e significativa. Assim, verificou-se sinais de que os retornos dos fatores dos períodos anteriores pode conter informações sobre os retornos futuros, sugerindo-se que, em algum grau, pode existir o *Factor Momentum* no Peru, embora em magnitude bastante inferior ao que fora observado por Fan *et al.* (2022b) para o mercado norte-americano.

Com base nesses resultados, tem-se observado que há uma tendência do *Factor*

*Momentum* está presente nos mercados emergentes da América Latina. De fato, os retornos mensais condicionados aos retornos de 12 meses anteriores tendem a apresentar maior robustez na previsão do retorno futuro, como é tradicionalmente proposto pelo efeito momento definido em Jegadeesh e Titman (1993).

Embora a magnitude das evidências sejam menores do que fora visto para o mercado americano (Ehsani; Linnainmaa, 2022; Fan *et al.*, 2022b), há indícios, que são corroborados pelos dados verificados nos diversos países da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru), de que os retornos anteriores dos fatores, construídos a partir das anomalias, são informativos sobre seus retornos futuros e, assim como ocorre no efeito momento para o retorno das ações individuais, há sinais de que existe o *Factor Momentum* no retorno dos fatores.

#### 4.2.2 Momento do Fator e Momento da Ação Individual

Após analisar a persistência dos retornos dos fatores sob a perspectiva de os retornos dos últimos 12 meses (bem como o retorno de mês) serem informativos sobre os retornos futuros, compara-se o desempenho do momento do fator (FMOM) com o retorno do momento das ações individuais, controlando-se os efeitos dos fatores de riscos integrantes do modelo de cinco fatores (Fama; French, 2015). Assim, os retornos das estratégias de FMOM foram utilizados como variável dependente num modelo de regressão linear contra o fator momento (WML) padrão de Jegadeesh e Titman (1993) e contra o retorno estimado pelo modelo de cinco fatores (*FF5*) de Fama-French (2015).

Essa abordagem visou observar a relação entre o retorno do momento do fator ( $R_t^{FMOM}$ ) e o retorno do fator momento ( $R_t^{WML}$ ) em termos de fatores individuais. A Tabela 30 resume os resultados para o Brasil, destacando-se o intercepto da regressão ( $\hat{\kappa}$ ), os coeficientes do *Factor Momentum* ( $\hat{\eta}_1$ ) e suas respectivas estatísticas t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ . A última coluna da Tabela 30 relata a contribuição de retorno por cada fator em relação a um portfólio constituído por todos os fatores.

Os resultados descrevem como os retornos anormais do FMOM variaram entre os fatores. Verificou-se que os alfas de 18 fatores (72%) apresentaram sinais positivos e significativos, com nove deles (36%) significativos a 1%. Os resultados mais robustos foram os retornos anormais

dos fatores MOM (2,9%) e TVOL (2,9%), que superaram os retornos de qualquer outra anomalia. Entretanto, os fatores ME e o MOM tiveram as maiores contribuições de retorno considerando o portfólio completo do FMOM (7,13% e 5,76%). Resultados semelhantes levaram Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b) a indagarem se um grupo de fatores domina o portfólio de *momentum* dos fatores.

**Tabela 30** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Brasil

Fator	$\hat{\kappa}$	$t(\hat{\kappa})$	$\hat{\eta}_1$	$t(\hat{\eta}_1)$	CR
BM	0,023**	2,503	-0,163	-1,307	4,80
LP	0,019***	2,732	-0,069	-0,901	3,76
FC	0,020**	2,310	-0,044	-0,473	4,32
CVD	0,019**	2,549	-0,254**	-2,090	3,89
DPL	0,011	1,902	-0,140**	-2,354	2,52
INV	0,012**	2,092	0,055	0,576	2,96
CIN	0,016**	2,447	-0,132	-1,420	3,89
CES	0,021**	2,500	-0,096	-1,044	4,13
ACC	0,012	1,838	-0,079	-1,118	3,15
AOP	0,021***	2,623	-0,052	-0,530	3,69
ROE	0,019***	2,816	-0,212	-1,480	4,45
ROA	0,018***	2,994	-0,278**	-2,068	5,39
LBA	0,015**	2,293	-0,186	-1,201	4,37
FSC	0,003	0,629	-0,089	-0,956	1,83
CMB	0,012	1,803	0,037	0,429	2,76
ME	0,027***	3,147	-0,316**	-2,231	7,13
TVOL	0,029***	3,580	-0,076	-0,487	5,34
BAB	0,012	1,463	0,046	0,366	4,34
BETA	0,026***	4,061	-0,022	-0,209	5,65
VTUR	0,011	1,740	-0,185**	-1,987	3,59
SUE	0,016**	2,311	0,134	1,212	3,00
MOM	0,029***	2,709	-0,244	-1,396	5,76
MOM6	0,016**	2,511	-0,144	-1,112	3,97
AL52	0,015***	2,891	-0,033	-0,463	2,87
MINT	0,007	0,901	-0,179	-1,220	2,43

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no Brasil. As colunas 2 a 5 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}_1$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores do modelo FF5 (FAMA; FRENCH, 2015), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}_j$ . CR (%) representa a contribuição de retorno de cada fator em um portfólio formado por todos os fatores. Os valores t são ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Buscando explicações para esse questionamento, Ehsani e Linnainmaa (2022) destacaram que o fator momento de Jegadeesh e Titman (1993) é uma agregação de autocorrelação de todas as outras anomalias financeiras, em vez de um fator de risco independente. Fan *et al.* (2022b) chegaram à mesma conclusão, ao verificarem que a maior

parte dos coeficientes beta do FMOM foram estatisticamente significativos pelo menos ao nível de 10%. Assim, entenderam que a maioria dos retornos dos fatores de momento pode ser explicada pelas autocorrelações de outros fatores de mercado.

Neste estudo, entretanto, com dados do Brasil, não foi possível chegar a essa mesma conclusão. A princípio, registrou-se que a maior parte dos coeficientes betas da variável *WML* apresentou sinais negativos, com apenas cinco (20%) deles significativos a, pelo menos, 5%. Desses fatores, destacaram-se CVC ( $\hat{\eta}_1 = -0,254$  e  $t(\hat{\eta}_1) = -2,09$ ), DPL ( $\hat{\eta}_1 = -0,140$  e  $t(\hat{\eta}_1) = -2,35$ ), ROA ( $\hat{\eta}_1 = -0,278$  e  $t(\hat{\eta}_1) = -2,068$ ), ME ( $\hat{\eta}_1 = -0,316$  e  $t(\hat{\eta}_1) = -2,23$ ) e CVC ( $\hat{\eta}_1 = -0,185$  e  $t(\hat{\eta}_1) = -1,987$ ) com os maiores percentuais registrados. Para os fatores com coeficientes positivos (INV, CMB e SUE), não foram registradas significância estatística.

Embora esses resultados pareçam contrapor aqueles observados por Ehsani e Linnainmaa (2022), Fan *et al.* (2022b), estudando um conjunto de 187 anomalias elaborado por Hou, Xue e Zhang (2015), mostraram que apenas 22 delas conseguiram gerar retornos anormais significativos após o controle por *WML* e FF5. Adicionalmente, observaram resultados ainda menos robustos ao empregar os modelos propostos por Hou, Xue e Zhang (2015), Stambaugh, Yu e Yuan (2012) e Daniel e Hirshleifer (Daniel; Hirshleifer; Sun, 2020). Assim, concluíram que as estratégias *Factor Momentum* baseadas na maioria das anomalias financeiras não produziram alfas significativos.

Seguindo essa metodologia para o mercado brasileiro, testes adicionais usando-se os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) como robustez para o modelo FF5, não alterou significativamente os resultados já apresentados. Assim, modelo QF registrou significância estatística em 19 alfas e apenas um dos betas (coeficiente da variável *WML* no fator SUE) pode ser considerado significativo. Essa maior quantidade nos fatores com retornos anormais registrada no modelo QF não foi observada no estudo de Fan *et al.* (2022b). Para o modelo KP, houve também aumento no número de alfas significativos, passando a 19 fatores com retornos anormais e apenas quatro fatores com beta significante em pelo menos 10%.

Com isso, observou-se que, na relação entre o FMOM e o fator momento das ações individuais definido pelo *WML*, registraram-se retornos anormais positivos e significativos em favor das estratégias de *Factor Momentum* na maioria das anomalias controladas pelos fatores do modelo FF5. Adicionalmente, quando essa relação foi controlada pelo retorno de outros

modelos fatoriais (QF e QP), aumentou-se o número de fatores com alfas significativos, porém, em pequenas proporções. Assim, entende-se que os alfas significativos que foram observados no Brasil não estão limitados a um único tipo de controle utilizado.

Assim, para ampliar os testes e manter a robustez desses resultados, estendeu-se a análise para as amostras referentes aos demais países da América Latina: Chile, Colômbia, México e Peru. Para a realidade mercadológica do Chile, os resultados foram bastante satisfatórios, quando comparados ao que foram observado no Brasil, como pode ser verificado na Tabela 31.

**Tabela 31** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Chile

Fator	$\hat{\kappa}$	$t(\hat{\kappa})$	$\hat{\eta}_1$	$t(\hat{\eta}_1)$	CR
BM	0,009**	2,536	-0,029	-0,238	4,31
LP	0,012***	3,821	0,014	0,104	2,93
FC	0,012***	4,257	0,024	0,248	3,46
CVD	0,014***	3,197	-0,099	-1,031	5,04
DPL	0,004	1,449	0,116	1,607	2,80
INV	0,016***	5,100	0,094	0,969	4,05
CIN	0,012***	2,814	0,340***	2,738	4,38
CES	0,018***	4,094	-0,161	-1,426	4,45
ACC	0,008	1,920	0,099	0,866	3,52
AOP	0,011***	4,531	0,240***	2,974	3,00
ROE	0,007	1,670	0,279	1,887	3,23
ROA	0,009**	2,177	0,169	1,091	3,89
LBA	0,012***	3,318	-0,034	-0,300	4,28
FSC	0,012***	3,859	0,091	0,997	3,65
CMB	0,020***	4,173	-0,092	-0,848	4,48
ME	0,007	1,736	0,203	1,733	3,23
TVOL	0,015***	3,965	0,178	1,098	4,51
BAB	0,015***	3,681	-0,098	-0,760	4,77
BETA	0,021***	4,513	-0,121	-0,951	5,70
VTUR	0,013***	3,636	0,147	1,785	3,98
SUE	0,009	1,726	0,022	0,206	4,25
MOM	0,019***	3,150	0,070	0,480	5,27
MOM6	0,012***	3,044	0,193	1,617	3,03
AL52	0,014***	4,559	0,096	1,231	3,62
MINT	0,015***	3,621	0,131	0,800	4,18

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no Chile. As colunas 2 a 5 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}_1$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores do modelo FF5 (FAMA; FRENCH, 2015), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}_j$ . CR (%) representa a contribuição de retorno de cada fator em um portfólio formado por todos os fatores. Os valores t são ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De modo geral, os resultados indicaram como os retornos anormais do FMOM variaram entre os fatores, quando foram consideradas a influência do fator momento (WML) e do retorno

dos fatores estimados pelo modelo FF5. Assim, verificou-se que os alfas de 20 fatores (80%) apresentaram sinais positivos e significativos em pelo menos 5% de significância. Os maiores percentuais de retornos foram observados nos fatores BETA (2,1%) e TVOL (2,09%), que superaram os retornos de qualquer outra anomalia. Por outro lado, os fatores estatisticamente significativos de maior desempenho foram INV ( $\hat{\kappa} = 0,016$  e  $t(\hat{\kappa}) = 5,100$ ) e o BETA ( $\hat{\kappa} = 0,021$  e  $t(\hat{\kappa}) = 4,513$ ).

Com relação à contribuição definida por cada fator ao considerar um único portfólio com todas as variáveis, observou-se que os fatores BETA (5,70%), MOM (5,27%) e CVD (5,04%) registraram as maiores contribuições. Nesse sentido, verificou-se que as variáveis de atritos comerciais e de momento tendem a dominar a relação entre FMOM e momento do fator, indicando que as estratégias que exploram essas anomalias podem ter resultados anormais com percentuais maiores do que vistos nas estratégias que investiram em outras anomalias.

Em relação ao entendimento proposto por Ehsani e Linnainmaa (2022), de que FMOM é uma agregação da autocorrelação de todas as outras anomalias financeiras, em vez de um fator de risco independente, para o mercado chileno, também não foi possível chegar a essa conclusão. Inicialmente, registrou-se que a maior parte dos coeficientes betas da variável *WML* não apresentou significância estatística, apenas dois fatores, CIN ( $\hat{\eta}_1 = 0,340$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 2,738$ ) e AOP ( $\hat{\eta}_1 = 0,240$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 2,974$ ), apresentaram sinais positivos e significância a 1%. Assim, nesse mercado, houve uma tendência de os retornos das estratégias FMOM nas anomalias caracterizadas como investimentos apresentarem maior interação com o fator momento das ações individuais, quando os fatores de riscos foram controlados pelo modelo FF5.

Testes adicionais usando-se os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) como robustez para o modelo FF5, alterou significativamente esses resultados. O modelo QF registrou significância estatística em 23 alfas e aumentou os betas (coeficiente da variável *WML*) para quatro fatores significativos (CIN, AOP, ROE e ME). Já o modelo KP, aumentou os alfas significativos para 22 fatores e os betas para quatro fatores significativos (CIN, AOP, ROE e ME). Esses aumentos não foram registrados no estudo de Fan *et al.* (2022b) considerando outros modelos de precificação.

Diante desses resultados, compreende-se que, na relação entre o FMOM e o fator momento das ações individuais no mercado chileno, tem-se a presença de retornos anormais positivos e significativos que sinalizam para a existência do *Factor Momentum* na maioria das anomalias controladas pelos fatores do modelo FF5 e pelos modelos QF e KP, ou seja, foi

verificado que alfas significativos registrados no Chile não foram limitados a um único tipo de controle utilizado.

Para a realidade mercadológica da Colômbia, os resultados foram menos satisfatórios, quando comparados ao que fora observado no Brasil e no Chile, como pode ser verificado na Tabela 32. Em termos gerais, vale destacar que os dados referentes à Colômbia foram definidos a partir de 2013, em função da impossibilidade de construir de maneira satisfatória os fatores utilizados neste estudo. A partir disso, verificou-se que os retornos anormais do FMOM tiveram menor variação quando foram consideradas a influência do fator momento (*WML*) e do retorno dos fatores estimados pelo modelo FF5.

**Tabela 32** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual na Colômbia

Fator	$\hat{\kappa}$	$t(\hat{\kappa})$	$\hat{\eta}_1$	$t(\hat{\eta}_1)$	CR
BM	0,012	0,614	0,175	0,534	3,53
LP	0,024***	3,510	0,092	1,882	3,21
FC	0,001	0,301	-0,026	-0,201	3,09
CVD	0,012*	2,015	0,421**	2,516	4,61
DPL	0,012	1,912	-0,038	-0,796	4,00
INV	0,002	0,237	-0,216	-1,781	2,60
CIN	0,009	0,842	-0,281***	-5,242	3,43
CES	0,016	0,695	-0,172	-0,431	3,13
ACC	0,029	1,805	-0,272	-1,891	5,44
AOP	0,014	1,725	0,098	0,535	3,47
ROE	0,002	0,112	0,415*	1,967	2,27
ROA	0,002	0,121	0,350	1,630	4,18
LBA	0,024**	2,539	0,063	0,422	3,88
FSC	0,018***	4,026	0,049	1,293	3,57
CMB	0,008	1,073	-0,499**	-2,124	1,89
ME	-0,004	-0,184	0,176	0,423	3,88
TVOL	0,000	0,076	0,109	0,818	4,75
BAB	0,005	1,140	0,208**	2,326	4,55
BETA	0,023	1,790	0,207	0,911	8,29
VTUR	0,000	-0,050	-0,089	-1,300	2,56
SUE	0,000	-0,006	0,126	0,828	4,57
MOM	0,031**	2,432	0,392	1,350	5,75
MOM6	0,016	1,855	0,481**	2,547	3,60
AL52	0,042**	2,575	-0,533***	-5,138	6,40
MINT	0,018***	2,949	0,557**	2,860	3,37

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais na Colômbia. As colunas 2 a 5 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}_1$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores do modelo FF5 (FAMA; FRENCH, 2015), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}_j$ . CR (%) representa a contribuição de retorno de cada fator em um portfólio formado por todos os fatores. Os valores t são ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Entre os 25 fatores analisados, apenas sete (28%) deles (LP, CVD, LBA, FSC, MOM, AL52, MINT) com significância estatística de, pelo menos, 10%. Os maiores percentuais de retornos foram observados nos fatores AL52 (4,2%) e MOM (3,1%). Destaque-se, também, que LP ( $\hat{\kappa} = 0,024$  e  $t(\hat{\kappa}) = 3,51$ ) e o FSC ( $\hat{\kappa} = 0,018$  e  $t(\hat{\kappa}) = 4,026$ ) foram os fatores estatisticamente mais robustos na Colômbia.

Para um portfólio construído por todos os fatores, os fatores AL52 (6,40%), MOM (5,75%) e BETA (8,29%) registraram as maiores contribuições entre os retornos. Assim, para esse mercado, as variáveis de atritos comerciais e de momento também foram aquelas que dominaram a relação entre FMOM e momento do fator, indicando que as estratégias que exploraram essas anomalias podiam ter retornos anormais com melhor desempenho.

Em relação ao entendimento proposto por Ehsani e Linnainmaa (2022), de que FMOM é uma agregação da autocorrelação de todas as outras anomalias financeiras, em vez de um fator de risco independente, para o mercado colombiano, também não foi possível chegar a essa conclusão. Entretanto, registrou-se maior quantidade de coeficientes betas da variável *WML* com sinal positivo e significância estatística. Entre esses fatores, têm-se o CVD ( $\hat{\eta}_1 = 0,421$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 2,516$ ), ROE ( $\hat{\eta}_1 = 0,415$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 1,967$ ), BAB ( $\hat{\eta}_1 = 0,208$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 2,326$ ) e MOM6 ( $\hat{\eta}_1 = 0,392$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 2,547$ ) apresentaram sinais positivos e significância de até 10%. Com isso, observou-se que existe uma tendência de o retorno das estratégias FMOM nas anomalias do mercado da Colômbia apresentar maior interação com o fator momento das ações individuais, quando os fatores de riscos foram controlados pelo modelo FF5, do que nos outros mercados já analisados (Brasil e Chile).

Para os testes adicionais com os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007), ao modificar o modelo de precificação no controle dos fatores de riscos, houve uma pequena mudança nos resultados. Enquanto no modelo FF5 registraram-se sete alfas significativos, no modelo QF registraram-se dez alfas com significância estatística de até 10%. Ao mesmo tempo, houve aumento nos coeficientes betas (coeficiente da variável *WML*) para nove fatores significativos. Já no modelo KP, não se registrou aumento nos alfas.

Esses resultados, mostraram que pode existir uma relação entre o FMOM e o fator momento das ações individuais no mercado colombiano. Com a presença de retornos anormais positivos e significativos, têm-se elementos que indicam a existência do *Factor Momentum* na maioria das anomalias controladas pelos fatores do modelo FF5 e pelos modelos QF e KP. Portanto, foi verificado que alfas significativos registrados na Colômbia não podem ser limitados

a um único tipo de controle utilizado.

Ampliando essa análise para o mercado mexicano, os resultados foram bastante próximos ao que foi identificado no Brasil em termos de significância estatística, porém com menor magnitude dos coeficientes. A Tabela 33 resume os resultados das regressões envolvendo o retorno dos fatores e o fator momento (*WML*) ajustados pelo modelo FF5. Entre os 25 fatores analisados, 21 (84%) apresentaram significância estatística de pelo menos 10%, com destaque para os fatores ME ( $\hat{\kappa} = 0,0161$  e  $t(\hat{\kappa}) = 4,1611$ ), FC ( $\hat{\kappa} = 0,015$  e  $t(\hat{\kappa}) = 4,22$ ), ROE ( $\hat{\kappa} = 0,015$  e  $t(\hat{\kappa}) = 3,496$ ) e ROA ( $\hat{\kappa} = 0,015$  e  $t(\hat{\kappa}) = 4,249$ ), que foram caracterizados como aqueles que apresentaram os maiores percentuais de retornos.

**Tabela 33** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no México

Fator	$\hat{\kappa}$	$t(\hat{\kappa})$	$\hat{\eta}_1$	$t(\hat{\eta}_1)$	CR
BM	0,007**	2,161	0,058	0,735	3,89
LP	0,009**	2,532	0,088	0,911	3,24
FC	0,015***	4,220	-0,007	-0,083	5,19
CVD	0,007**	2,184	0,287***	3,481	3,40
DPL	0,007**	2,162	0,068	0,710	3,73
INV	0,009***	2,847	0,217***	3,282	4,05
CIN	0,010***	3,620	0,056	0,792	4,28
CES	0,007**	1,987	0,017	0,172	3,76
ACC	0,013***	3,844	-0,072	-0,575	4,67
AOP	0,010**	2,376	-0,070	-0,720	3,66
ROE	0,015***	3,946	0,134	0,846	6,36
ROA	0,015***	4,249	-0,044	-0,414	6,13
LBA	0,008**	2,523	0,093	0,992	3,86
FSC	0,009***	2,966	0,100	1,130	3,08
CMB	0,012***	3,225	-0,053	-0,636	4,28
ME	0,016***	4,161	0,233***	2,717	6,55
TVOL	0,011***	3,547	-0,050	-0,502	3,76
BAB	0,008**	2,154	-0,186	-1,818	3,15
BETA	0,005	1,714	0,004	0,035	3,31
VTUR	0,007	1,779	0,117	0,955	2,66
SUE	0,005	1,461	0,047	0,355	3,37
MOM	0,008**	2,206	0,004	0,024	3,53
MOM6	0,005	1,667	-0,113	-1,118	1,23
AL52	0,009**	2,602	0,103	1,627	4,44
MINT	0,013***	3,233	0,164	1,864	4,41

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no México. As colunas 2 a 5 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}_1$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores do modelo FF5 (FAMA; FRENCH, 2015), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}_j$ . CR (%) representa a contribuição de retorno de cada fator em um portfólio formado por todos os fatores. Os valores t são ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por outro lado, a significância estatística dos ( $\hat{\eta}_1$ ), que representam os coeficientes do fator momento (*WML*), apresentaram resultados menos significativos. Entre os 25 fatores, apenas CVD ( $\hat{\eta}_1 = 0,287$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 3,481$ ), INV ( $\hat{\eta}_1 = 0,217$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 3,282$ ), ME ( $\hat{\eta}_1 = 0,233$  e  $t(\hat{\eta}_1) = 2,717$ ) apresentaram significância estatística com até 10%. Com relação à contribuição definida por cada fator ao considerar um único portfólio com todas as variáveis, observou-se que os fatores ME (6,55%), ROE (6,35%), ROA (6,13%) e FC (5,19%) tiveram as maiores contribuições. Nesse sentido, verificou-se que as variáveis de atritos comerciais e de investimentos parecem dominar a relação entre FMOM e momento do fator, indicando que as estratégias que exploraram essas anomalias poderiam ter resultados anormais com percentuais maiores do que vistos nas estratégias que investem em outras anomalias.

Esses resultados demonstraram como os retornos anormais do FMOM variaram entre os fatores. Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b) questionam se existe um grupo de fatores que domina o portfólio de *momentum* dos fatores, ou seja, se a maior parte dos coeficientes beta do fator momento (*WML*) foram considerados significativos em pelo menos no nível de 10%. Assim, considerando-se que os ganhos auferidos pelas autocorrelações dos fatores estão significativamente relacionados a um pequeno grupo de fator momento, chegou-se a conclusão de que não se têm elementos suficientes para conjecturar que o *Factor Momentum* é uma agregação da autocorrelação de outros fatores no mercado mexicano.

A experiência observada também no mercado de ações do Peru corrobora os achados já vistos nos demais países, como pode ser verificado na Tabela 34. De modo geral, os resultados seguem o padrão já demonstrado no sentido em que a variável  $\hat{\kappa}$  dos modelos de regressão linear, que representa a existência de retornos anormais nas estratégias FMOM, são em sua maioria positiva e com significância estatística de até 10%. Como visto nos outros países, o mercado peruano evidenciou que 15 fatores (60%) apresentaram significância, com apenas três ao nível de 1% (CVD, AOP, VTUR).

Entre esses fatores, ME ( $\hat{\kappa} = 0,024$  e  $t(\hat{\kappa}) = 2,515$ ), TVOL ( $\hat{\kappa} = 0,021$  e  $t(\hat{\kappa}) = 2,533$ ) e VTUR ( $\hat{\kappa} = 0,020$  e  $t(\hat{\kappa}) = 3,150$ ) os mais relevantes para esse mercado. Assim, observou-se que as estratégias de investimentos explorando o FMOM das anomalias de Atritos Comerciais tendem a apresentar maior dependência dos resultados passados, de modo que o retornos anormais podem ser mais robustos do que os das outras anomalias.

Em relação ao coeficiente beta ( $\hat{\eta}_1$ ), em termos de quantidade de fatores significativos, os resultados não se contrapõem ao que já fora analisado. No mercado Peruano, foram

observadas significância estatística em quatro coeficientes (BM, CIN, FSC, MINT) com sinais positivos e nível de significância de 1% em três desses fatores (BM, CIN, MINT). Por outro lado, observando-se a relação entre FMOM e *WML*, verificou-se que todos os sinais foram positivos em favor do fator momento, semelhante ao que foram observado por Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b) nos Estados Unidos.

**Tabela 34** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Peru

Fator	$\hat{\kappa}$	$t(\hat{\kappa})$	$\hat{\eta}_1$	$t(\hat{\eta}_1)$	CR
BM	0,005	0,779	0,305***	3,348	5,02
LP	0,005	0,895	0,208	1,181	3,31
FC	0,020**	2,478	0,164	1,018	4,89
CVD	0,018***	3,253	-0,068	-0,564	4,12
DPL	0,014**	2,576	0,114	0,687	3,57
INV	0,016**	2,182	0,114	0,704	3,81
CIN	0,020**	2,288	0,392***	2,823	4,56
CES	0,007	0,810	-0,049	-0,256	2,92
ACC	0,009	1,851	0,020	0,169	4,25
AOP	0,018***	3,531	0,264	1,847	4,47
ROE	0,017	1,327	0,187	1,000	4,98
ROA	0,015	1,841	0,188	1,245	4,47
LBA	0,013**	2,209	-0,020	-0,153	5,17
FSC	0,014*	1,980	0,425**	2,366	3,92
CMB	0,019**	2,308	0,031	0,248	2,59
ME	0,024**	2,515	0,099	0,885	5,00
TVOL	0,021**	2,533	0,238	1,536	5,24
BAB	0,013**	2,431	0,084	0,669	3,24
BETA	0,020	1,508	-0,358	-1,718	3,79
VTUR	0,020***	3,150	0,170	1,001	4,23
SUE	0,001	0,170	0,108	1,087	3,42
MOM	0,016	1,778	-0,076	-0,462	3,99
MOM6	0,016**	2,048	-0,217	-1,516	3,84
AL52	0,016**	2,652	0,177	1,588	2,50
MINT	0,008	1,423	0,369***	2,891	2,67

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no Peru. As colunas 2 a 5 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}_1$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores do modelo FF5 (FAMA;FRENCH, 2015), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}_j$ . CR (%) representa a contribuição de retorno de cada fator em um portfólio formado por todos os fatores. Os valores t são ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Assim, os questionamentos de Ehsani e Linnainmaa (2022) conjecturando que o FMOM é uma agregação da autocorrelação de todas as outras anomalias financeiras, em vez de um fator de risco independente, pode ser melhor elucidado no mercado peruano do que nos demais países investigados. Embora haja a limitação de poucos fatores apresentarem coeficiente

beta significativos, foi o mercado que mais acentuou essa relação positiva. Dessa forma, pode-se observar sinais de que o *Factor Momentum* pode ser visto como uma agregação da autocorrelação de outros fatores.

Finalmente, para um portfólio construído por todos os fatores, registraram-se que os fatores BM (5,02%), LBA (5,17%), ME (5,00%) e TVOL (5,24%) registraram as maiores contribuições de retorno para o portfólio do que os demais fatores. Assim, para esse mercado, não se pode definir um padrão entre os grupos de anomalias que domina o retorno do portfólio quando todos os fatores são levados em consideração. Testes adicionais usando-se os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) também confirmam essa hipótese. O modelo QF registrou significância estatística em 13 alfas e aumentou os betas (coeficiente da variável *WML*) para nove fatores significativos (BM, FC, AOP, FSC, TVOL, VTUR, SUE, AL52 e MINT). Já o modelo KP, registrou alfas significativos para 14 fatores e os betas para quatro fatores significativos (BM, DPL, AOP, FSC, VTUR e MINT). Embora esses aumentos não tenham sido registrados no estudo de Fan *et al.* (2022b), pode-se considerar como uma característica que diverge dos demais países emergentes da América Latina, nos quais os coeficientes betas significativos tiveram sinais negativos.

Em síntese, considerando os resultados para todos os países, as evidências não se aproximam do que Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b) observaram para os Estados Unidos em termos de relação entre o *Factor Momentum* e o momento do fator. Embora todos os países da amostra apresentassem retornos anormais significativos e positivos na maioria dos fatores, indicando novamente que esse efeito existe nos mercados emergentes, não foi possível observar comportamento semelhante para os betas. Esperava-se que o FMOM se comportasse como uma agregação da autocorrelação entre os diversos fatores da amostra, o que exigiria coeficientes positivos e significativos na maior parte dos fatores. Porém, viu-se que poucos fatores apresentaram resultados significativos, com sinal positivo em alguns deles. Portanto, não corroborando as evidências mais recentes para países desenvolvidos (Ehsani; Linnainmaa, 2022; Fan *et al.*, 2022b).

Não obstante isso, as evidências sinalizaram que o FMOM é um fenômeno que pode ser explorado na América Latina e que as diversas estratégias propostas neste estudo levaram ao entendimento da existência do efeito momento nas anomalias, direcionando investidores para a obtenção de retornos anormais quando o FMOM for persistente. Entretanto, como Ehsani e Linnainmaa (2022) destacaram, esse efeito torna-se persistente quando o sentimento do

investidor for persistente. Assim sendo, os resultados já apresentados podem sofrer os efeitos do controle do sentimento do investidor nesses mercados. Portanto, é sob essa perspectiva que se analisa na seção seguinte o *Factor momentum* das anomalias e o Sentimento do Investidor nos mercados emergentes da América Latina.

#### 4.2.3 *Factor momentum* e Sentimento do Investidor

Na última etapa da análise do segundo objetivo específico, que investiga a hipótese de que o *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado positivamente pelo sentimento do investidor, realizou-se testes estatísticos com o momento do fator condicionado aos períodos de Alto (*HIGH*), Média (*MILD*) e Baixo (*LOW*) sentimento do investidor. Para esse propósito, foram criados portfólios de momento do fator usando os retornos dos fatores defasados em  $L$  meses e mantidos por  $H$  meses, com cada portfólio sendo denotado como um par  $L - H$ .

Assim, foram testados o desempenho das estratégias *cross-sectional* para os retornos do mês anterior e mantidos por um mês (1-1) e retornos dos 12 meses anteriores com período de manutenção de um mês (12-1), ambas estratégias foram rebalanceadas mensalmente ao final do período de formação. Os portfólios de momento do fator foram elaborados seguindo-se a metodologia desenvolvida por Grobys, Kolari e Rutanen (2022), que definiram as posições compradas (*Long*) nos fatores com maiores retornos no período de formação e posição vendida (*Short*) com os menores retornos do período de formação. Assim, diferenciando-se das estratégias adotadas por Ehsani e Linnainmaa (2022) e Gupta e Kelly (2019), cuja posição *Long* foi definida para os fatores com retornos acima da mediana e a posição *Short* em fatores com retornos abaixo da mediana. A Tabela 35 apresenta os resultados dessa investigação para os países Brasil, Chile, Colombia, México e Peru, com o Momento do Fator condicionado ao sentimento do investidor em estratégias com portfólios 1-1.

No Painel A, regrediram-se os retornos do momento do fator contra variáveis *dummy* de sentimento do investidor, usando-se o valor do SIEF defasado em um mês, para períodos de *HIGH*, *MILD* e *LOW* sentimentos em um modelo de regressão sem o intercepto. A variável *HIGH* (*LOW*) recebeu valor um quando o índice de sentimento do investidor no final do mês  $t - 1$  fez parte dos 30% superiores (inferiores) de todas as observações e zero no caso contrário.

Já variável *MILD* recebeu valor um para o índice de sentimento do investidor acima dos 30% inferiores e abaixo dos 30% superiores e zero no caso contrário.

No Painel B, para testar se os retornos médios do momento do fator em períodos de alto sentimento foram estatisticamente diferentes dos retornos em períodos de baixo sentimento, adotou-se os mesmos procedimentos, porém, considerando-se apenas os períodos de *HIGH* e *MILD* sentimentos em um modelo de regressão com o intercepto  $\gamma$ . Assim, pelo valor estimado do  $\hat{\gamma}$ , buscou-se medir a diferença nos retornos médios entre períodos de alto e baixo sentimento do investidor.

Na Tabela 35, os resultados observados no Painel A revelaram divergências entre os países. Para o Brasil, verificou-se que as estratégias de momento do fator (FmomBr) apresentaram maior média de retorno em períodos de Alto (*HIGH*) sentimento do investidor (FmomBr = 0,071 com t-stat = 8,598), superando o período de Baixo sentimento (*LOW*). Para os demais países, comportamento semelhante foi observado no México (FmomMx = 0,041 com t-stat = 12,014) e no Peru (FmomPe = 0,065 com t-stat = 17,035). Por outro lado, os outros países apresentaram resultados diversos do esperado.

**Tabela 35** – Momento do Fator condicionado ao sentimento em portfólios 1-1.

	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colômbia</b>	<b>México</b>	<b>Peru</b>
	<b>FmomBr (1-1)</b>	<b>FmomCl (1-1)</b>	<b>FmomCol (1-1)</b>	<b>FmomMx (1-1)</b>	<b>FmomPe (1-1)</b>
<b>PAINEL A - HIGH, MILD, LOW</b>					
<b>HIGH</b>	0,071 *** (8,598)	0,033 *** (12,346)	0,059 *** (6,338)	0,041 *** (12,014)	0,065 *** (17,035)
<b>MILD</b>	0,054 *** (16,504)	0,036 *** (10,032)	0,058 *** (9,452)	0,038 *** (9,490)	0,055 *** (16,158)
<b>LOW</b>	0,058 *** (11,220)	0,032 *** (13,424)	0,066 *** (10,563)	0,035 *** (14,229)	0,054 *** (12,132)
$R^2$	0,746	0,757	0,704	0,730	0,767
<b>PAINEL B - HIGH, MILD</b>					
$\hat{\gamma}_0$	0,058 *** (11,220)	0,032 *** (13,424)	0,066 *** (10,563)	0,035 *** (14,229)	0,054 *** (12,132)
<b>HIGH</b>	0,013 (1,340)	0,001 (0,278)	-0,007 (-0,624)	0,006 (1,392)	0,010 * (1,892)
<b>MILD</b>	-0,004 (-0,680)	0,003 (0,964)	-0,008 (-0,987)	0,003 (0,809)	0,000 (0,033)
$R^2$	0,037	0,006	0,008	0,009	0,021

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:**

Esta tabela apresenta os coeficientes da regressão entre o retorno dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). No Painel A, tem-se os períodos de *High*, *Mild* e *Low* sentimentos em um modelo de regressão sem o intercepto. No Painel B, tem-se os períodos de *High* e *Mild* sentimentos, em um modelo com intercepto  $\hat{\gamma}_0$ . Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No Chile ( $F_{momCl} = 0,036$  com  $t\text{-stat} = 10,032$ ), o maior retorno dessas estratégias ficou no sentimento MILD. Na Colômbia, o destaque foi para o período de Baixo sentimento ( $F_{momPe} = 0,066$  com  $t\text{-stat} = 10,563$ ). Embora tenham-se verificado essas divergências, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) das regressões, que indicaram a proporção da variabilidade dos dados que é explicada por cada modelo ficou acima de 0,70 para todos os países. Assim, identificando que as variáveis independentes que representaram o sentimento do investidor explicaram uma grande parte da variabilidade dos retornos das estratégias FMOM dos fatores das anomalias.

Na Tabela 36, em que foram considerados os retornos no período de 12 meses, com um mês de manutenção das carteiras (12-1), o Painel A evidenciou que os resultados foram semelhantes ao que fora observado nas estratégias (1-1), porém, como menor magnitude. Vale destacar que foram observados resultados indiferentes para os períodos HIGH e LOW no mercado brasileiro, com  $F_{momBr} = 0,025$  para ambos os períodos.

**Tabela 36** – Momento do Fator condicionado ao sentimento em portfólios 12-1.

	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru
	FmomBr (12-1)	FmomCl (12-1)	FmomCol (12-1)	FmomMx (12-1)	FmomPe (12-1)
<b>PAINEL A - HIGH, MILD, LOW</b>					
<b>HIGH</b>	0,025 *** (4,135)	0,012 *** (3,865)	0,017 * (1,736)	0,014 *** (4,119)	0,025 *** (5,225)
<b>MILD</b>	0,016 *** (6,123)	0,014 *** (5,251)	0,019 *** (3,142)	0,012 *** (3,810)	0,017 *** (4,116)
<b>LOW</b>	0,025 *** (4,331)	0,009 *** (3,312)	0,023 *** (5,014)	0,011 *** (5,932)	0,013 *** (3,129)
$R^2$	0,270	0,262	0,214	0,197	0,229
<b>PAINEL B - HIGH, MILD</b>					
$\hat{\gamma}_0$	0,025 *** (4,331)	0,009 *** (3,312)	0,023 *** (5,014)	0,011 *** (5,932)	0,013 *** (3,129)
<b>HIGH</b>	0,000 (-0,015)	0,003 (0,570)	-0,006 (-0,568)	0,003 (0,642)	0,011 * (1,745)
<b>MILD</b>	0,000 (-0,015)	0,003 (0,570)	-0,006 (-0,568)	0,003 (0,642)	0,011 * (1,745)
$R^2$	0,015	0,010	0,004	0,002	0,016

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os coeficientes da regressão entre o retorno dos fatores e o sentimento do investidor (SIEF). No Painel A, tem-se os períodos de *High*, *Mild* e *Low* sentimentos em um modelo de regressão sem o intercepto. No Painel B, tem-se os períodos de *High* e *Mild* sentimentos, considerando-se o modelo com intercepto  $\hat{\gamma}_0$ . Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Observa-se ainda que o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) para os modelos (12-1) foram

bem menores do que os observados nas estratégias (1-1), com valor médio próximo a  $R^2 = 0,23$ . Portanto, observa-se indícios de que, nos países emergentes da América Latina, o retorno médio das estratégias de FMOM de um mês anterior impactam os retornos do mês seguinte com magnitude maior do que os retornos dos últimos doze meses.

Esses resultados evidenciam que os retornos dos portfólios *Long-Short* do momento de fator (FMOM) são significativamente diferentes entre os estados de HIGH e LOW sentimento do investidor, como pode ser observado no Painel B das Tabelas 35 e 36. Embora haja diferenças entre os diversos países, os resultados são estatisticamente significativos, com as estratégias (1-1) mais robustas do que as estratégias (12-1). Esses achados alinham-se, parcialmente, com as observações evidenciadas por Grobys, Kolari e Rutanen (2022), ao destacarem que os retornos médios são estatisticamente significativos em todos os estados de sentimento do investidor.

Assim, conforme destacam esses autores (Grobys; Kolari; Rutanen, 2022), mesmo que o desempenho do momento de fator não seja significativamente afetado pelo estado predominante do sentimento do investidor, o momento do fator pode ser impulsionado por *mispricing* quando os portfólios dos fatores *winner* apresentarem retornos médios mais altos após períodos de alto sentimento do investidor e os fatores *loser* obtiverem retornos médios significativos apenas após alto sentimento.

Assim, destacam que, como sugerido por Stambaugh, Yu e Yan (2012), como o *mispricing* é afetado pelo sentimento do investidor, impactando as estratégias de momento do fator, apostar contra os fatores perdedores diminui o desempenho dos portfólios *Long-Short* do momento de fator. Dessa forma, pode-se inferir, conforme apontam Grobys, Kolari e Rutanen (2022), quando o sentimento do investidor está baixo e o *mispricing* é visto com menor intensidade, os retornos dos fatores perdedores tendem a se reverter, de modo que apostar contra esses fatores aumenta a lucratividade do momento do fator.

Para investigar de maneira mais aprofundada o impacto do sentimento do investidor nas estratégias FMOM, fez-se a análise dos estados de sentimento HIGH, MIDE e LOW nas estratégias de momento do fator classificadas por cada tipo de anomalia: Valor X Crescimento, Investimento, Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento, como pode ser verificado na Tabela 37. Destaque-se que todos os modelos investigados foram considerados estatisticamente significante no nível a 1%, ou seja, estes testes de robustez evidenciaram que a probabilidade de os resultados observados serem devidos ao acaso é muito baixa e, dessa forma, há indícios de forte associação entre o FMOM e os estados HIGH, MIDE e LOW do sentimento do investidor.

Tabela 37 – Momento do Fator e Sentimento por Anomalias em portfólios 1-1.

	HIGH		MIDE		LOW		$R^2$
	$\hat{\omega}_1$	t-stat	$\hat{\omega}_2$	t-stat	$\hat{\omega}_3$	t-stat	
<b>Brasil</b>							
Valor X Crescimento	0,069 ***	(7,18)	0,054 ***	(12,70)	0,060 ***	(9,58)	0,688
Investimento	0,067 ***	(10,58)	0,053 ***	(17,69)	0,051 ***	(14,43)	0,805
Rentabilidade	0,073 ***	(7,84)	0,049 ***	(15,03)	0,060 ***	(7,52)	0,647
Atritos Comerciais	0,073 ***	(8,44)	0,056 ***	(10,63)	0,064 ***	(9,64)	0,656
Momento	0,072 ***	(6,83)	0,060 ***	(12,48)	0,057 ***	(9,47)	0,648
<b>Chile</b>							
Valor X Crescimento	0,029 ***	(10,70)	0,032 ***	(11,03)	0,031 ***	(12,66)	0,726
Investimento	0,032 ***	(14,27)	0,034 ***	(10,68)	0,033 ***	(12,06)	0,744
Rentabilidade	0,032 ***	(8,84)	0,036 ***	(8,24)	0,031 ***	(10,46)	0,667
Atritos Comerciais	0,036 ***	(11,79)	0,039 ***	(9,03)	0,033 ***	(12,05)	0,712
Momento	0,037 ***	(9,35)	0,038 ***	(9,06)	0,033 ***	(10,11)	0,673
<b>Colômbia</b>							
Valor X Crescimento	0,057 ***	(6,04)	0,057 ***	(7,92)	0,068 ***	(7,86)	0,631
Investimento	0,057 ***	(4,53)	0,054 ***	(8,23)	0,064 ***	(9,72)	0,587
Rentabilidade	0,050 ***	(9,13)	0,056 ***	(8,07)	0,069 ***	(8,76)	0,675
Atritos Comerciais	0,060 ***	(5,91)	0,060 ***	(7,57)	0,067 ***	(11,26)	0,662
Momento	0,070 ***	(5,89)	0,063 ***	(9,54)	0,059 ***	(8,00)	0,666
<b>México</b>							
Valor X Crescimento	0,040 ***	(9,73)	0,038 ***	(7,25)	0,033 ***	(12,33)	0,602
Investimento	0,037 ***	(9,20)	0,035 ***	(9,22)	0,033 ***	(13,28)	0,636
Rentabilidade	0,044 ***	(10,45)	0,039 ***	(8,87)	0,037 ***	(11,33)	0,693
Atritos Comerciais	0,041 ***	(10,58)	0,040 ***	(10,73)	0,036 ***	(9,62)	0,704
Momento	0,043 ***	(13,76)	0,039 ***	(9,13)	0,037 ***	(15,87)	0,758
<b>Peru</b>							
Valor X Crescimento	0,066 ***	(10,31)	0,059 ***	(7,25)	0,050 ***	(10,24)	0,553
Investimento	0,058 ***	(15,71)	0,052 ***	(10,95)	0,056 ***	(8,70)	0,685
Rentabilidade	0,068 ***	(11,20)	0,055 ***	(15,31)	0,060 ***	(9,49)	0,691
Atritos Comerciais	0,069 ***	(13,72)	0,056 ***	(16,70)	0,055 ***	(12,33)	0,761
Momento	0,063 ***	(12,47)	0,053 ***	(19,07)	0,052 ***	(13,33)	0,770

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Esta tabela apresenta os coeficientes ( $\hat{\omega}_1$ ,  $\hat{\omega}_2$ ,  $\hat{\omega}_3$ ) da regressão, sem o intercepto, entre o momento do fator e o sentimento do investidor (SIEF) nos períodos de *High*, *Mild* e *Low* sentimentos em portfólios com retorno de um mês e período de manutenção de um mês (1-1) em cada grupo de anomalia para os países Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os principais resultados evidenciaram que a magnitude do retorno FMOM na condição de sentimento HIGH é maior do que nos outros estados de sentimento para os países Brasil, México e Peru em todas as modalidades de Anomalias investigadas. Do mesmo modo, confirmaram-se os resultados anteriores para o Chile e Colômbia apontando diferença em relação aos outros países por apresentarem retornos maiores em períodos de MIDE e LOW sentimentos. Vale destacar também que o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi similar o que fora observado na Tabela 35, indicando que, particionando a amostra por grupos de anomalias, não há alteração nos resultados observados.

#### 4.2.4 *Factor momentum* e Sentimento do Investidor nos Modelos Fatoriais

Finalizada a etapa de investigação da relação entre o FMOM e SIEF nos períodos de Alto, Médio e Baixo sentimento do investidor, que evidenciaram indícios de que o retorno é mais impactado no período de maior sentimento do investidor, buscou-se, nesta fase da pesquisa, fornecer mais evidências sobre o *mispriicing* como uma explicação parcial para os retornos do momentum de fator. Para essa finalidade, utilizou-se os modelos de precificação já empregados na Seção 4.1 para realiza os ajustes do sentimento do investidor aos fatores de riscos. Esse procedimento assemelha-se ao proposto por Grobys, Kolari e Rutanen (2022), que utilizaram os modelos de Daniel, Hirshleifer e Sun (2020) e Fama e French (2018). Entretanto, ao acrescentar outros modelos de precificação, pretendeu-se ampliar o conjunto das fatores de riscos que poderiam influencienciar nos retornos do momento do fator.

A Tabela 38 apresenta os resultados para as estratégias de momento do fator de um mês anterior e período de manutenção de um mês (1-1) para os países Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Destacam-se os coeficientes Alfa ( $\alpha$ ) e Beta (*Sief*) da regressão entre o momento do fator e o sentimento do investidor (SIEF) sozinho no modelo (Coluna 1 da Tabela 38, com as respectivas estatística (tStat). Nas colunas seguintes, replicaram-se os testes acrescentando-se, respectivamente, os fatores dos modelos CAPM, FF3, C4, FF5, QF e KP. Com isso, buscou-se verificar quais dos modelos melhor explica o retorno do momento do fator (FMOM) a partir do menor Alfa da resgressão, e como a variável de sentimento do investidor impacta nessa relação.

A primeira observação a ser feita foi com relação ao mercado brasileiro ter apresentado o maior valor para os alfas dos respectivos modelos, indicando menor poder explicativo para os retornos das estratégias FMOM em portfólios (1-1). Colômbia e Peru apresentaram resultados semelhantes, com poucas variações entre os diversos modelos, porém, com significância estatística menor do que nas regressões para o Brasil. Por outro lado, Chile e Colômbia apresentaram os melhores desempenhos dos modelos avaliadas pelo  $\alpha$  da regressão e por apresentarem as menores significâncias estatísticas.

Para o coeficiente  $\beta$  da variável *Sief*, ao contrário do que era esperado, a maioria dos modelos não apresentou significância estatística, indicando que os modelos de precificação não conseguiram explicar o retorno do momento do fator depois de serem controlados pelo sentimento do investidor. Apenas o *Sief* relativo ao México registrou significância estatística

de 10% em todos os modelos. Dessa forma, os resultados não apontaram elementos em favor da hipótese de que o retorno das estratégias FMOM foram impactados positivamente depois do controle do sentimento do investidor.

**Tabela 38** – FMOM e SIEF nos Modelos Fatoriais em estratégias (1-1)

	SIEF	CAPM	FF3	C4	FF5	QF	KP
<b>Brasil</b>							
<b>Alfa</b>	0,060 ***	0,061 ***	0,059 ***	0,058 ***	0,059 ***	0,057 ***	0,059 ***
<b>tStat</b>	(17,24)	(14,34)	(13,60)	(14,08)	(13,64)	(14,59)	(13,25)
<b>Sief</b>	-0,004	-0,004	-0,003	-0,001	-0,003	0,001	-0,003
<b>tStat</b>	(-0,95)	(-0,99)	(-0,66)	(-0,24)	(-0,68)	(0,27)	(-0,69)
<b>Chile</b>							
<b>Alfa</b>	0,034 ***	0,034 ***	0,034 ***	0,034 ***	0,033 ***	0,034 ***	0,034 ***
<b>tStat</b>	(15,03)	(15,00)	(14,34)	(14,27)	(15,08)	(15,47)	(14,50)
<b>Sief</b>	-0,002	-0,002	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001
<b>tStat</b>	(-0,78)	(-0,66)	(-0,45)	(-0,41)	(-0,34)	(-0,87)	(-0,41)
<b>Colômbia</b>							
<b>Alfa</b>	0,060 ***	0,061 ***	0,058 ***	0,058 ***	0,058 ***	0,059 ***	0,057 ***
<b>tStat</b>	(11,91)	(11,54)	(12,74)	(12,77)	(12,24)	(11,71)	(12,94)
<b>Sief</b>	0,003	0,003	0,004	0,003	0,003	0,004	0,005
<b>tStat</b>	(0,39)	(0,38)	(0,53)	(0,46)	(0,49)	(0,48)	(0,61)
<b>México</b>							
<b>Alfa</b>	0,038 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***
<b>tStat</b>	(17,23)	(20,24)	(21,38)	(21,41)	(21,46)	(19,08)	(21,38)
<b>Sief</b>	0,008 *	0,009 *	0,009 *	0,009 **	0,009 *	0,010 **	0,009 *
<b>tStat</b>	(1,70)	(1,83)	(1,83)	(2,00)	(1,74)	(2,23)	(1,81)
<b>Peru</b>							
<b>Alfa</b>	0,057 ***	0,058 ***	0,055 ***	0,055 ***	0,056 ***	0,057 ***	0,056 ***
<b>tStat</b>	(24,09)	(25,02)	(23,53)	(23,57)	(22,91)	(23,94)	(23,31)
<b>Sief</b>	-0,003	-0,003	-0,004	-0,005	-0,002	-0,002	-0,002
<b>tStat</b>	(-0,93)	(-0,72)	(-1,05)	(-1,50)	(-0,70)	(-0,63)	(-0,52)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o intercepto  $\alpha$  e o coeficiente  $\beta$  da variável *Sief* na regressão entre o momento do fator e o sentimento do investidor (SIEF). Na primeira coluna, o SIEF é única variável explicativa do modelo. Nas demais colunas, as variáveis independentes são o SIEF e os fatores utilizados, respectivamente, nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007), nos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, em portfólios com momento do fator de um mês anterior e período de manutenção de um mês (1-1). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Portanto, nos portfólios com as anomalias utilizadas neste estudo, em estratégias de momento do fator (1-1), não foram encontradas relações estatisticamente significativa entre FMOM e SIEF, não corroborando os resultados de Ehsani e Linnainmaa (2022), ao apontarem que, se o sentimento do investidor for suficientemente persistente, os retornos dos fatores serão impactados mesmo na presença dos arbitradores, que não negociam de forma suficientemente agressiva para neutralizar esse efeito, para não incorrerem na exposição aos riscos dos próprios

fatores.

Mesmo diante desses resultados, é oportuno destacar que os testes foram realizados com o momento do fator definido pelo retorno mensal anterior, com período de manutenção e rebalanceamento de um mês. Sendo assim, não foi considerado o aspecto temporal do sentimento do investidor que pode ser persistente ao longo dos meses e, com isso, seja capaz de impactar de modo mais consistente os retornos do momento do fator. Nesse sentido, fez-se a análise complementar, considerando o período de 12 meses para a formação das carteiras, com um mês de manutenção, como definido no Tabela 39.

**Tabela 39** – FMOM e SIEF nos Modelos Fatoriais em estratégias (12-1)

	SIEF	CAPM	FF3	C4	FF5	QF	KP
<b>Brasil</b>							
<b>Alfa</b>	0,022 ***	0,021 ***	0,018 ***	0,017 ***	0,018 ***	0,016 ***	0,018 ***
<b>tStat</b>	(8,72)	(6,98)	(6,23)	(5,78)	(6,12)	(5,57)	(6,10)
<b>Sief</b>	-0,002	-0,002	-0,001	0,001	-0,001	0,005	-0,001
<b>tStat</b>	(-0,53)	(-0,48)	(-0,22)	(0,22)	(-0,27)	(1,14)	(-0,28)
<b>Chile</b>							
<b>Alfa</b>	0,012 ***	0,012 ***	0,012 ***	0,012 ***	0,012 ***	0,012 ***	0,012 ***
<b>tStat</b>	(7,57)	(7,98)	(7,44)	(7,52)	(7,54)	(7,26)	(7,51)
<b>Sief</b>	-0,001	-0,001	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000
<b>tStat</b>	(-0,42)	(-0,31)	(-0,11)	(-0,17)	(0,02)	(-0,56)	(-0,10)
<b>Colômbia</b>							
<b>Alfa</b>	0,019 ***	0,020 ***	0,018 ***	0,018 ***	0,017 ***	0,018 ***	0,018 ***
<b>tStat</b>	(4,61)	(4,26)	(4,68)	(4,83)	(4,28)	(4,12)	(4,25)
<b>Sief</b>	0,008	0,008	0,009	0,005	0,008	0,007	0,009
<b>tStat</b>	(0,96)	(0,97)	(1,14)	(0,77)	(1,10)	(0,93)	(1,23)
<b>México</b>							
<b>Alfa</b>	0,012 ***	0,011 ***	0,010 ***	0,010 ***	0,010 ***	0,011 ***	0,010 ***
<b>tStat</b>	(7,26)	(6,42)	(6,99)	(6,97)	(6,48)	(6,74)	(7,07)
<b>Sief</b>	0,006	0,007	0,006	0,006	0,006	0,008 **	0,006
<b>tStat</b>	(1,15)	(1,57)	(1,56)	(1,54)	(1,32)	(2,06)	(1,52)
<b>Peru</b>							
<b>Alfa</b>	0,018 ***	0,019 ***	0,017 ***	0,016 ***	0,017 ***	0,017 ***	0,018 ***
<b>tStat</b>	(7,09)	(7,72)	(7,60)	(7,43)	(7,89)	(7,93)	(7,57)
<b>Sief</b>	0,001	0,002	0,000	-0,003	0,002	0,002	0,002
<b>tStat</b>	(0,14)	(0,31)	(0,03)	(-0,69)	(0,42)	(0,37)	(0,37)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o intercepto  $\alpha$  e o coeficiente  $\beta$  da variável *Sief* na regressão entre o momento do fator e o sentimento do investidor (SIEF). Na primeira coluna, o SIEF é única variável explicativa do modelo. Nas demais colunas, as variáveis independentes são o SIEF e os fatores utilizados, respectivamente, nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007), nos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, em portfólios com momento do fator de 12 meses anteriores e período de manutenção de um mês (12-1). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Ao observar a Tabela 39, percebeu-se que a capacidade explicativa dos modelos de precificação aumentou, apresentando alfas com valores mais próximos de zero. Para o Brasil, os coeficientes  $\beta_s$  foram menores em todos os modelos. O FF5, por exemplo, reduziu de 0,059 ( $t=13,638$ ) para 0,018 ( $t=6,122$ ) sendo, portanto, 30% menor do que na análise anterior. Para os demais países, o comportamento foi semelhante, havendo redução também nos mercados da Colômbia e Peru. Além disso, verificou-se que a diferença entre os coeficientes passou a ser menor considerando todos os países da amostra.

Para a variável SIEF, o coeficiente  $\beta$  não foi significativo em nenhum dos modelos em todos os países da amostra. Embora tenha havido redução dos alfas nos modelos, a introdução dos fatores de riscos não implicou na significância do sentimento do investido em explicar o retorno das estratégias FMOM, mesmo considerando o momento do fator com retornos de 12 meses anteriores (12-1). Esses resultados não se alinharam ao que fora indicado no modelo proposto por Ehsani e Linnainmaa (2022), quando evidenciaram que a extensão pela qual o sentimento do investidor se autocorrela com o preço das ações é quem determina a dinâmica dos retornos dos fatores.

Nesse sentido, há indícios de que essa conexão entre o sentimento e os preços não impacta significativamente os retornos dos fatores nesses países. Assim, seguindo Ehsani e Linnainmaa (2022), embora o *Factor momentum* seja consistente com o modelo de Kozak, Nagel e Santosh (2018) baseados no sentimento do investidor, não se pode conjecturar que o momento do fator resulte do *misppricing*. Ademais, vale destacar que Ehsani e Linnainmaa (2022) estimaram o *Factor momentum* usando-se componentes principais de um conjunto de 47 fatores extraídos das anomalias. Com isso, descobriram que o momento dos fatores concentra-se nas componentes de maior autovalor, de modo que uma estratégia negociando as dez primeiras componentes apresentou alfa significativo no modelo de cinco fatores.

Em resumo, os resultados indicam que os modelos de precificação utilizados têm diferentes níveis de eficiência em explicar os retornos das estratégias FMOM nos mercados emergentes da América Latina. Além disso, o impacto do sentimento do investidor nos retornos das estratégias FMOM não foi significativamente evidenciado, exceto em menor grau no mercado mexicano. Portanto, a hipótese de que o Factor Momentum das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado positivamente pelo sentimento do investidor não foi corroborada de forma ampla pelos dados analisados.

### 4.3 ANÁLISE DA TERCEIRA HIPÓTESE DE PESQUISA

Após concluída a segunda etapa da pesquisa, na qual buscou-se relacionar o retorno do momento do fator com os diferentes níveis do sentimento do investidor, nesta seção, será realizada semelhante análise relacionando-se o *Factor Momentum* com a incerteza na política econômica. Zhang (2019) e Qiao *et al.* (2022) evidenciaram que a incerteza impacta o sentimento do investidor, pois, em níveis mais altos de EPU, os investidores buscam retornos adicionais, intensificando a volatilidade. Dessa forma, os negociadores que investem baseando-se no momento exigirão retornos excedentes mais altos durante períodos de alto EPU (Zhao; Wang, 2022).

Nesse sentido, nas análises seguintes verificam-se as relações causais entre Sentimento do Investido e EPU por meio do teste de causalidade de Granger (1969) sob as condições de linearidade e não-linearidade. Em seguida, realizam-se testes de regressão linear entre o momento do fator e o EPU, adotando-se os critérios de Alta, Média e Baixa incertezas. Por fim, repetem-se as regressões, tendo o EPU como única variável explicativa no modelo e, em seguida, acrescentando-se os fatores de riscos dos modelos de precificação de ativo na condição de variáveis explicativas.

#### 4.3.1 Teste de Causalidade entre EPU e SIEF

Foram utilizados dados dos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, para detectar a relação de causalidade de Granger entre o índice de incerteza da política econômica (EPU), criado por Baker, Bloom e Davis (2016), e o sentimento do investidor específico da firma (SIEF). Essas análises foram baseadas em modelos lineares e não-lineares, considerando-se os resultados dos testes de raiz unitária baseados no teste ADF, no qual revelou não existência de raiz unitária para o EPU e não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para o SIEF. Assim, com base no critério de informação de Schwarz, adotou-se a primeira defasagem para o sentimento do investidor, com a finalidade de torná-lo um processo estacionário.

A Tabela 40 apresenta os resultados dos Testes de Causalidade Linear (Painel A) e Não-Linear (Painel B) para os países Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. EPU Granger-causa SIEF representa o sentido causal em que EPU ajuda a prever o valor presente

do SIEF e SIEF Granger-causa EPU representa o sentido causal em que SIEF ajuda a prever o valor presente do EPU.

**Tabela 40** – Teste de Causalidade de Granger Linear e Não-Linear

	Painel A: Causalidade Linear					Painel B: Causalidade Não-Linear				
	Br	Cl	Col	Mx	Pe	Br	Cl	Col	Mx	Pe
<b>EPU Granger-causa SIEF</b>										
<b>Fteste</b>	4,91	5,92	5,70	3,74	4,17	0,07	-0,14	0,04	-0,07	0,00
<b>GCI</b>	0,06	0,08	0,11	0,05	0,05	0,02	0,00	0,03	0,00	0,00
<b>pValor</b>	0,01	0,00	0,00	0,03	0,02	1	1	1	1	1
<b>SIEF Granger-causa EPU</b>										
<b>Fteste</b>	0,11	0,98	0,56	0,91	0,65	0,72	0,14	0,47	0,24	0,22
<b>GCI</b>	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,20	0,04	0,26	0,07	0,06
<b>pValor</b>	0,90	0,38	0,57	0,41	0,52	0,86	1,00	0,99	1,00	1,00

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os resultados dos Testes de Causalidade Linear (Painel A) e Não-Linear (Painel B) para os países Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. EPU Granger-causa SIEF representa o sentido causal em que EPU ajuda a prever o valor presente do SIEF e SIEF Granger-causa EPU representa o sentido causal em que SIEF ajuda a prever o valor presente do EPU. Fteste representa a estatística F do teste, GCI é o índice de causalidade de Granger, pValor é valor p do teste.

Os resultados mostraram que a causalidade de Granger vai do EPU para o SIEF em todos os países. Isso pode ser observado quando se comparam a estatística do teste (Fteste) nas duas direções de causalidade. Na primeira delas, em que foi verificada a hipótese nula de que EPU não causa SIEF no sentido de Granger (EPU Granger-causa SIEF) sob a especificação de causalidade linear, o valor da estatística F (Fteste) sugeriu a não aceitação da hipótese nula em favor da hipótese alternativa. Destaque-se que o p-Valor de todos os modelos indicaram significância estatística ao nível de 1%.

De modo contrário, quando foi analisada a hipótese nula de que SIEF não causa EPU no sentido de Granger (SIEF Granger-causa EPU) sob a especificação de causalidade linear, os resultados foram completamente opostos, ou seja, não indicaram elementos suficientes que levassem a rejeição da hipótese nula. Assim, não houve indícios de que SIEF Granger-causa EPU nos mercados emergentes da América Latina. Além disso, as informações do *Granger Causality Index* (GCI), por apresentarem valores positivos e maiores na primeira abordagem, sugerem que a relação ocorre de modo que o EPU anterior ajuda a prever o resultado atual do SIEF.

Para a relação de causalidade não-linear os resultados não confirmaram a existência de causalidade em nenhuma das direções. Ao replicar a metodologia definida em Zhang (2019) para a causalidade de Granger linear e não linear, embora se tenha observado mesma direção do

relacionamento entre as variáveis, os resultados observados para o mercado latino-americano divergiram do mercado dos Estados Unidos, como apresentado em Zhang (2019), pois não foi verificado existência de causalidade não-linear como observado naqueles países.

Vale salientar que essas divergências podem ser verificadas em função das variáveis analisadas. Enquanto Zhang (2019) trabalhou com o Índice do Sentimento do Consumidor (ICS) e o modelo não-linear definido por Diks e Panchenko (2006), utilizou-se nesta pesquisa o sentimento do investidor específico da firma (SIEF) e um modelo não-linear baseado em redes neurais, especificamente, o modelo de perceptron multicamadas, ou seja, o modelo MLP apresentado por Rumelhart, Hinton e Williams (1986). A razão pela escolha foi em função de a rede MLP ser considerada uma das técnicas mais utilizadas, principalmente no campo das finanças (Huang *et al.*, 2004) e por ser um modelo especificado por uma arquitetura simples, capaz de ser adaptada a diferentes problemas (Charef; Ayachi, 2018).

Apesar dessas divergências, os resultados podem ser interpretados, conforme proposto por Zhang (2019), considerando-se que consumidores e empresas justificam suas escolhas de investimentos como uma série de opções e o valor da defasagem dessas opções é maior quando a política econômica é mais volátil. Além disso, na visão de Zhang (2019), pela teoria das restrições financeiras, a incerteza é uma das principais razões que afeta a limitação no acesso à financiamento externo, reduzindo a eficiência da alocação de capital e, portanto, impactando o sentimento do investidor.

#### **4.3.2 Momento do Fator em Cenários de Alta, Média e Baixa incertezas**

Concluída a etapa dos testes de causalidade do EPU e SIEF, acrescentam-se análises de regressão entre o momento do fator e o EPU considerando os cenários de Alta, Média e Baixa incertezas. Assim, pretende-se, investigar a hipótese de que o *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado negativamente pela Incerteza na Política Econômica e, dessa forma, avaliar os efeitos da incerteza sobre o *Factor Momentum* das anomalias.

A Tabela 41 apresenta os coeficientes dessas regressões para as estratégias FMOM definidas com base no retorno do mês anterior e com período de manutenção de um mês (1-1). No Painel A, tem-se os períodos de *High*, *Mild* e *Low* incertezas em um modelo de regressão

sem o intercepto. No Painel B, tem-se os períodos de *High* e *Mild* incertezas, em um modelo com intercepto  $\hat{\psi}_0$ . Os valores entre parênteses indicam a estatística do teste (t-test) ajustada para heteroscedasticidade e autocorrelação.

**Tabela 41** – Momento do Fator Condicionado à Incerteza em portfólios 1-1.

	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru
	FmomBr (1-1)	FmomCl (1-1)	FmomCol (1-1)	FmomMx (1-1)	FmomPe (1-1)
<b>PAINEL A - HIGH, MILD, LOW</b>					
<b>EpuHigh</b>	0,070 *** (8,89)	0,044 *** (12,94)	0,064 *** (8,76)	0,036 *** (12,89)	0,063 *** (12,81)
<b>EpuMild</b>	0,054 *** (18,95)	0,028 *** (15,65)	0,052 *** (10,84)	0,041 *** (9,62)	0,054 *** (17,54)
<b>EpuLow</b>	0,059 *** (7,13)	0,027 *** (16,04)	0,055 *** (3,89)	0,036 *** (18,88)	0,056 *** (11,54)
$R^2$	0,748	0,793	0,696	0,730	0,782
<b>PAINEL B - HIGH, MILD</b>					
$\hat{\psi}_0(1-1)$	0,059 *** (7,13)	0,027 *** (16,04)	0,055 *** (3,89)	0,036 *** (18,88)	0,056 *** (11,54)
<b>EpuHigh</b>	0,011 (0,97)	0,017 *** (4,49)	0,008 (0,57)	0,000 (-0,10)	0,008 (1,13)
<b>EpuMild</b>	-0,005 (-0,51)	0,002 (0,65)	-0,003 (-0,21)	0,005 (1,12)	-0,002 (-0,31)
$R^2$	0,038	0,161	0,018	0,012	0,018

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os coeficientes da regressão entre o retorno dos fatores e a Incerteza da Política Econômica (Epu). No Painel A, tem-se os períodos de *High*, *Mild* e *Low* incertezas em um modelo de regressão sem o intercepto. No Painel B, tem-se os períodos de *High* e *Mild* incertezas, em um modelo com intercepto  $\hat{\psi}_0(1-1)$ . Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados apontaram indícios de que a incerteza (EPU) tem um impacto significativo nos retornos FMOM, especialmente em períodos de Alta (HIGH) e Moderada (MILD) incertezas. No Painel A, todos os coeficientes para EPU são estatisticamente significativos a 1%, sugerindo que o EPU afeta, em certa medida, o retorno do momento dos fatores nos cinco países estudados. No Painel B, ao incluir o intercepto, a significância dos coeficientes diminuiu, especialmente para EPUMild, que não foi significativa em nenhum dos países. Para EPUHigh, apenas o coeficiente do Chile permaneceu significativo.

Em relação ao coeficiente de determinação, os valores do  $R^2$  foram mais altos no Painel A, mostrando que o modelo de regressão sem intercepto tem melhor capacidade explicativa da variabilidade dos retornos das estratégias FMOM em portfólios (1-1) em comparação com os modelos definidos no Painel B. Entretanto, em termos de impacto do EPU sobre esses retornos, em períodos de alta incerteza, os retornos de momento foram menores, mas ainda significativos.

Além disso, com a inclusão do intercepto, ou seja, controlando-se outros fatores constantes ( $\hat{\psi}_0$ ), alto EPU tem um impacto menos significativo em alguns países, exceto no Chile.

Esses resultados alinham-se com as evidências apontadas por Paule-Vianez *et al.* (2021), que mostraram como a incerteza (EPU) afeta o efeito momento no mercado de ações dos Estados Unidos. De modo geral, os autores argumentaram que o efeito momento tende a diminuir em função de um aumento na insegurança associada ao EPU. Assim, considerando-se que as estratégias de momento envolvem a compra de ações com bom desempenho recentemente e a venda das ações que tiveram desempenho ruim, entende-se que nessas estratégias os retornos são menores quando o EPU está em níveis mais altos como acontece, por exemplo, em períodos de recessões econômicas.

Goel *et al.* (2021) também apontaram evidências que fundamentam esses resultados, ao estimarem uma associação negativa entre o EPU e as estratégias de momento, corroborando a proposição de que, quando a incerteza política aumenta, os retornos das estratégias de momento tendem a diminuir. Para esses autores, parte do portfólio que envolve a venda de ações com baixo desempenho passado é mais afetada pelo EPU do que a parte que envolve a compra de ações com bom desempenho passado. Após o controle por variáveis macroeconômicas, a relação entre EPU e os lucros de momentum permanece estatisticamente significativa.

Esses resultados são confirmados mesmo quando o momento do fator foi construído como base nos retornos dos últimos 12 meses, excluindo-se o mês de formação (12-1) e mantendo-se o período de manutenção de um mês, como verificado na Tabela 42. Os resultados mostraram que, em todos os países analisados, a incerteza medida pelo EPU tem um impacto significativo nos retornos do momento dos fatores. Em períodos de maior incerteza (HIGH), os retornos FMOM tendem a ser menores do que nos períodos de baixa incerteza. Isso sugere, novamente, que a incerteza econômica impacta negativamente a confiança dos investidores e suas estratégias de investimento.

Na Tabela 42, também pode ser verificado que a magnitude e a significância dos coeficientes variaram entre os países, indicando que esse impacto pode ser diferente conforme o contexto econômico e o mercado financeiro específico de cada país. Entretanto, a maioria dos coeficientes foi estatisticamente significativa ao nível de 1%, exceto, no Chile, em que EpuLow apresentou significância de 5%, o que reforçou a consistência e robustez dos resultados. Porém, no modelo com intercepto (Painel B), os coeficientes só foram significativos no Chile, o que pode sugerir que o impacto da incerteza é mais pronunciado em modelos sem intercepto ou que

pode haver variações ao longo do tempo.

**Tabela 42** – Momento do Fator Condicionado à Incerteza em portfólios 12-1.

	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru
	FmomBr (12-1)	FmomCl (12-1)	FmomCol (12-1)	FmomMx (12-1)	FmomPe (12-1)
<b>PAINEL A - HIGH, MILD, LOW</b>					
<b>EpuHigh</b>	0,022 *** (4,72)	0,016 *** (5,52)	0,017 *** (2,74)	0,011 ** (2,54)	0,019 *** (3,67)
<b>EpuMild</b>	0,020 *** (5,74)	0,010 *** (6,00)	0,026 *** (4,93)	0,014 *** (4,27)	0,015 *** (4,42)
<b>EpuLow</b>	0,028 *** (3,15)	0,007 ** (2,37)	0,025 *** (4,37)	0,012 *** (5,80)	0,024 *** (4,60)
$R^2$	0,271	0,274	0,246	0,200	0,238
<b>PAINEL B - HIGH, MILD</b>					
$\hat{\psi}_0(12-1)$	0,028 *** (3,15)	0,007 ** (2,37)	0,025 *** (4,37)	0,012 *** (5,80)	0,024 *** (4,60)
<b>EpuHigh</b>	-0,006 (-0,59)	0,008 ** (2,03)	-0,008 (-0,99)	-0,001 (-0,15)	-0,004 (-0,53)
<b>EpuMild</b>	-0,006 (-0,59)	0,008 ** (2,03)	-0,008 (-0,99)	-0,001 (-0,15)	-0,004 (-0,53)
$R^2$	0,006	0,024	0,014	0,002	0,011

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os coeficientes da regressão entre o retorno dos fatores e o sentimento do investidor (Epu). No Painel A, tem-se os períodos de *High*, *Mild* e *Low* sentimentos em um modelo de regressão sem o intercepto. No Painel B, tem-se os períodos de *High* e *Mild* sentimentos, considerando-se o modelo com intercepto  $\hat{\psi}_0(12-1)$ . Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para os Coeficiente de Determinação, os valores do  $R^2$  indicaram menor proporção da variância dos retornos explicada pelos modelos, com valores estimados entre  $R^2 = 0,20$  a  $R^2 = 0,27$ . Assim, sugerindo que a incerteza tem um papel importante, mas não exclusivo, na determinação dos retornos do momento do fator. Além disso, a separação em períodos de alta, média e baixa incertezas permitiu observar como diferentes níveis de incerteza afetaram os retornos em estratégias (12-1). De modo geral, observaram-se que os retornos foram mais afetados em períodos de baixa incerteza, possivelmente, porque os investidores sentem-se mais confiantes e dispostos a tomar decisões baseadas no fator momento.

Comparando-se os resultados distpostos nas Tabelas 41 e 42, verificou-se que, nos portfólios (1-1), a incerteza econômica teria impacto mais imediato e significativo sobre os retornos FMOM. Assim, entendeu-se que os investidores podem ser mais propensos a reagir às incertezas, ajustando suas posições de curto prazo com maior frequência. Por outro lado, os portfólios (12-1), ao capturarem o retorno em investimentos de maior duração, revelaram

um impacto mais moderado, sinalizando que a incerteza econômica, embora seja relevante, tem seus impactos amenizados ao longo do tempo, reduzindo seus efeitos nas decisões de investimento a longo prazo.

Nesse sentido, para investidores focados em estratégias de curto prazo, os resultados sugeriram que o monitoramento frequente da incerteza econômica pode motivar ajustes mais imediatos nas suas carteiras de investimentos em respostas às mudanças no ambiente econômico e político. Para investidores de longo prazo, a incerteza econômica pode ser considerada um fator importante, que precisa ser monitorado, mas que não induz a reações tão imediatas quanto o faz para investidores de curto prazo. Em suma, compreendeu-se que os formuladores de políticas econômicas têm algum grau de relevância nas decisões dos investidores e, assim sendo, poderiam verificar informações dessa natureza para entender como suas decisões impactam os mercados financeiros, aumentando a incerteza dos investidores.

Portanto, diante desses resultados, há sinais de impacto da incerteza da política econômica nos mercados financeiros da América Latina, afetando o nível de retorno das estratégias de momento que exploram o retorno das anomalias. Dessa forma, observou-se que, em períodos de alta incerteza econômica, os investidores tendem a ser mais avessos ao risco, levando a mudanças significativas em seus níveis de investimentos. Conforme Merton (1973) e Campbell (1996) destacaram, comportamentos dessa natureza são justificáveis porque o aumento na incerteza econômica representa uma mudança desfavorável no conjunto de oportunidades de investimentos. Esse aumento faz com que os investidores se preocupem com resultados futuros, reduzindo seu consumo e demanda por investimentos para que possam economizar mais e se proteger contra possíveis recessões futuras na economia (Charef; Ayachi, 2018) e, dessa forma, preferem manter ações com maior covariância com a incerteza econômica, pois um aumento na incerteza aumentará os retornos dessas ações devido à correlação intertemporal positiva (Charef; Ayachi, 2018).

Outra justificativa que pode ser apresentada para a influência da incerteza sobre o retorno FMOM é com relação à volatilidade do mercado. A alta incerteza tende a aumentar a volatilidade do mercado (Ghani; Ghani, 2024; Liu; Zhang, 2015), tornando mais difícil para os investidores confiar em estratégias de investimento baseadas em tendências passadas, como ocorre no efeito momento. Ademais, tem-se as condições específicas de cada país, com estruturas de mercado de capitais e dinâmica econômica diferentes, que podem influenciar a volatilidade do preço dos títulos (Fortunato; Martins; Lamare Bastian-Pinto, 2020; Yousaf; Ali; Wong, 2020) e a maneira

como o EPU afeta os retornos do fator momento (Fan *et al.*, 2022a).

### 4.3.3 Momento do Fator e Incerteza por Grupos de Anomalias

Com base nos resultados evidenciados na Seção 4.3.2, pode-se observar a influência da incerteza sobre o retorno do fator momento em diferentes cenários no contexto dos países emergentes da América Latina. Entretanto, não foi observado em que medida esses cenários de Alta, Média e Baixa incertezas interagem com as estratégias de momento derivadas das diversas anomalias. Diversos estudos, como Brogaard e Detzel (2015) e Pástor e Veronesi (2013) têm demonstram que choques no EPU impactam significativamente o preço e a volatilidade das ações e o prêmio de risco das ações (Li, 2017).

Essas evidências se estendem às diversas anomalias, como o efeito tamanho (Bradley; Pantzalis; Yuan, 2016; Kim; Pantzalis; Park, 2012; Zhang *et al.*, 2019), *Book-to-Market* (Aboura; Arisoy, 2017; Bossaerts *et al.*, 2010), Rentabilidade (Ballantine; Cleveland; Koeller, 1993; Chan *et al.*, 2020). Gulen e Ion (2016) descobrem que períodos de alta incerteza política estão associados a uma queda antecipada na lucratividade das empresas. Sobre os investimentos, em consonância com a teoria das opções reais, pesquisas empíricas demonstram que algumas empresas são mais propensas a reduzir seus investimentos devido à incerteza (Borghesi; Chang, 2020; Lensink; Steen; Sterken, 2005).

Nessa perspectiva, a Tabela 43 demonstra o resultado dos coeficientes da regressão, sem o intercepto, entre o momento do fator e a incerteza (Epu) nos períodos de *High*, *Mild* e *Low* incertezas em portfólios com retorno de um mês e período de manutenção de um mês (1-1) por grupos de anomalia em vários países da América Latina: Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. As anomalias consideradas fora Valor *versus* Crescimento, Investimento, Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento. Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) conforme Newey e West (1987)

**Tabela 43** – Momento do Fator e Incerteza por grupos de anomalias em portfólios (1-1).

	HIGH		MIDE		LOW		$R^2$
	$\hat{\psi}_1$	t-stat	$\hat{\psi}_2$	t-stat	$\hat{\psi}_3$	t-stat	
<b>Brasil</b>							
Valor X Crescimento	0,072 ***	(8,22)	0,054 ***	(12,18)	0,054 ***	(8,19)	0,700
Investimento	0,064 ***	(11,12)	0,052 ***	(15,94)	0,051 ***	(10,32)	0,800
Rentabilidade	0,067 ***	(7,62)	0,055 ***	(15,58)	0,057 ***	(4,19)	0,634
Atritos Comerciais	0,075 ***	(9,18)	0,054 ***	(12,67)	0,066 ***	(5,83)	0,663
Momento	0,071 ***	(7,47)	0,055 ***	(17,24)	0,065 ***	(6,66)	0,652
<b>Chile</b>							
Valor X Crescimento	0,038 ***	(14,47)	0,027 ***	(13,03)	0,022 ***	(18,24)	0,753
Investimento	0,042 ***	(10,42)	0,029 ***	(16,26)	0,027 ***	(14,57)	0,768
Rentabilidade	0,045 ***	(10,03)	0,027 ***	(14,94)	0,024 ***	(10,70)	0,719
Atritos Comerciais	0,047 ***	(11,57)	0,030 ***	(13,57)	0,029 ***	(12,29)	0,751
Momento	0,047 ***	(13,56)	0,029 ***	(11,39)	0,032 ***	(9,01)	0,700
<b>Colômbia</b>							
Valor X Crescimento	0,061 ***	(8,16)	0,057 ***	(7,20)	0,052 ***	(4,11)	0,617
Investimento	0,065 ***	(6,43)	0,048 ***	(11,68)	0,047 ***	(3,64)	0,590
Rentabilidade	0,061 ***	(8,74)	0,051 ***	(9,03)	0,057 ***	(3,20)	0,659
Atritos Comerciais	0,063 ***	(8,94)	0,051 ***	(9,45)	0,057 ***	(3,96)	0,674
Momento	0,068 ***	(9,60)	0,051 ***	(7,70)	0,065 ***	(4,00)	0,660
<b>México</b>							
Valor X Crescimento	0,035 ***	(8,22)	0,040 ***	(7,47)	0,034 ***	(17,06)	0,601
Investimento	0,033 ***	(11,13)	0,038 ***	(9,34)	0,032 ***	(19,94)	0,639
Rentabilidade	0,036 ***	(10,21)	0,043 ***	(8,66)	0,037 ***	(13,23)	0,694
Atritos Comerciais	0,038 ***	(8,70)	0,041 ***	(9,87)	0,038 ***	(14,23)	0,705
Momento	0,035 ***	(8,91)	0,042 ***	(10,97)	0,038 ***	(14,41)	0,758
<b>Peru</b>							
Valor X Crescimento	0,066 ***	(8,46)	0,051 ***	(14,38)	0,059 ***	(5,68)	0,551
Investimento	0,055 ***	(9,79)	0,050 ***	(17,04)	0,057 ***	(7,39)	0,721
Rentabilidade	0,069 ***	(11,38)	0,053 ***	(12,62)	0,058 ***	(11,02)	0,725
Atritos Comerciais	0,065 ***	(10,80)	0,058 ***	(14,96)	0,054 ***	(13,36)	0,760
Momento	0,061 ***	(15,91)	0,057 ***	(13,03)	0,049 ***	(14,87)	0,776

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta os coeficientes ( $\hat{\psi}_1$ ,  $\hat{\psi}_2$ ,  $\hat{\psi}_3$ ) da regressão, sem o intercepto, entre o FMOM e a incerteza da política econômica (EPU) nos períodos de High, Mild e Low incertezas, em portfólios com retorno de um mês e período de manutenção de um mês (1-1), em cada grupo de anomalia para os países Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Como pode ser verificado, todos os coeficientes apresentados na Tabela 43 foram considerados estatisticamente significativos ao nível de 1%, indicando uma possível relação consistente entre o momento do fator e a incerteza na política econômica em todas as anomalias e países. Em termos gerais, os coeficientes oscilaram entre 0,022, para a anomalia de Valor *versus* Crescimento no Chile em EpuLow e 0,075  $\hat{\psi}_1$  para Atritos Comerciais no Brasil em período de EpuHigh. Assim, sugerindo-se uma diferença na magnitude do impacto do EPU sobre os diferentes portfólios de fator momento por grupos de anomalias.

Para o mercado brasileiro, especificamente, nas estratégias de Valor *versus* Crescimento, o coeficiente mais alto ocorreu em EpuHigh (0,072), indicando uma maior sensibilidade à incerteza quando esta é mais acentuada. De modo semelhante, a anomalia de Investimento apresentou coeficientes variando entre EpuHigh = 0,064 e EpuLow = 0,051. Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento seguiram um padrão semelhante, com coeficientes mais altos em períodos de incerteza mais elevado. No Chile, o coeficiente da anomalia de Valor *versus* Crescimento foi o mais alto em EpuHigh (0,038) e o mais baixo em EpuLow (0,022), indicando uma variação menor do que evidencia no Brasil. Investimento e Rentabilidade mostraram coeficientes mais elevados em EpuHigh (0,042 e 0,045, respectivamente) e mais baixos em EpuLow (0,027 e 0,024). Por fim, os Atritos Comerciais e o Momento tiveram coeficientes consistentemente significativos, com padrões similares.

Na Colômbia, registraram-se coeficiente da anomalia de Valor *versus* Crescimento mais alto em EpuHigh (0,061) e menor em EpuLow (0,052), seguindo o padrão observado nos outros países. Já Investimento registrou maior coeficiente EpuHigh de 0,065 e menor EpuLow de 0,047. E Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento seguiram os padrões observados no Brasil e no Chile. Por outro lado, o México apresentou resultado diverso dos demais. Para Valor *versus* Crescimento, o coeficiente mais alto foi no EpuLow (0,034), o que é uma exceção ao padrão observado nos outros países. Porém, as demais anomalias seguiram os padrões anteriores e tiveram coeficientes consistentemente elevados em todos os níveis de incertezas. Por fim, o mercado peruano seguiu o padrão dos outros países e registrou anomalias de Valor *versus* Crescimento com maior coeficiente em EpuHigh (0,066) e menor em EpuLow (0,059). Investimento apresentou maior coeficiente de 0,055 em EpuHigh e menor em EpuLow (0,057). Por fim, Rentabilidade, Atritos Comerciais e Momento seguiram padrões semelhantes, com coeficientes elevados em todos os níveis de sentimento.

Analisando-se o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) dos modelos, observou-se variação entre  $R^2 = 0,551$  (Valor *versus* Crescimento no Peru) e  $R^2 = 0,8006$  (Investimento no Brasil), indicando que uma proporção significativa da variabilidade nos retornos dos portfólios pode ser explicada pela incerteza (EPU). Assim, os resultados apresentados mostraram uma relação forte e significativa entre a incerteza e os retornos dos portfólios de momento do fator para diferentes grupos de anomalias e países da América Latina. Os coeficientes mais altos em períodos de maior incerteza (EpuHigh) apontam indícios de que os retornos dos portfólios foram mais sensíveis ao EPU durante esses períodos. Adicionalmente, a anomalia de momento parece

ser mais impactada pelo EPU na maioria dos países, apresentando coeficientes de determinação mais elevados, especialmente no México e no Peru. Atritos Comerciais também mostrou um impacto significativo, principalmente no Brasil e no Chile. Porém, de modo geral, o momento apontou ser mais suscetível a variações nos níveis de incertezas nos países analisados.

Dada a consistência dos coeficientes em todos os grupos de anomalias e países, sugere-se que a incerteza é um fator preponderante a ser considerado na análise dos retornos das estratégias FMOM nos portfólios agrupados por anomalias nesses mercados. Isso pode ser uma justificativa para confirmar a relevância do fator momento como uma anomalia robusta nos mercados financeiros da América Latina. O fato de que o momento do fator permanece significativo mesmo após controlar os níveis de incerteza sugere que o momento é um fenômeno persistente (Ehsani; Linnainmaa, 2022) e importante na explicação dos retornos das anomalias.

Por outro lado, os resultados variando entre os diferentes países (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru), pode ser um sinalizador de que a diversificação internacional pode mitigar riscos específicos de um país relacionados ao grau de incerteza na política econômica. Por outro lado, a presença de coeficientes significativos em todos os países pode também sugerir que há um componente de risco sistemático ligado ao EPU que afeta toda a região, o que, neste caso, poderia ser um fator limitante para a diversificação.

Por fim, esses resultados apontam implicações que podem confrontar a Hipótese de Mercados Eficientes. As evidências sugerem que os preços dos ativos nas estratégias do momento do fator tendem a refletir informações dos preços anteriores incorporados no efeito momento, além de apontar que o mercado pode absolver de maneira imediata as informações disponíveis sobre os níveis de incertezas. Isso pode ser deduzido pela significância dos coeficientes do EPU nos diversos países, indicando a existência de um componente sistemático nos retornos dos portfólios de FMOM que pode ser previsto com base no nível de incerteza. Portanto, sugerindo que os mercados emergentes da América Latina podem não ser totalmente eficientes e que oportunidades de arbitragem podem existir nesses mercados.

Em termos práticos, essas evidências podem sinalizar a necessidade de monitoramento do EPU como um indicador da sensibilidade do mercado. Em períodos de alta incerteza, estratégias de *hedge* ou ajuste na composição dos portfólios podem ser necessárias para gerenciar o risco adicional. Além disso, estratégias de investimento baseadas em anomalias (como valor *versus* crescimento ou momento) podem precisar de ajustes, conforme o nível de incerteza econômica e política dos países em que foram aportados investimentos.

#### 4.3.4 *Factor Momentum e Incerteza com Modelos Fatoriais*

A análise da relação entre FMOM e EPU mostrou-se significativa para períodos específicos de Alta, Média e Baixa incertezas. Na análise que se segue, considera-se todo o período de 2010 a 2022, investigando como o índice de incerteza da política econômica impacta o retorno das estratégias FMOM nesse período. Para controlar os fatores de riscos já observados para o retorno dos títulos nas estratégias de FMOM, utilizaram-se o retorno dos modelos fatoriais CAPM, FF3, C4, FF5 QF e KP. A Tabela 44 apresenta os coeficientes das variáveis  $\alpha$  e *EPU* nas regressões entre o momento do fator e a Incerteza da Política Econômica (EPU) nos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, em portfólios com momento do fator de um mês anterior e período de manutenção de um mês (1-1).

Nas linhas, tem-se o Alfa ( $\alpha$ ) de cada modelo que representa o retorno anormal dos portfólios que não pode ser explicado pelos modelos fatoriais em questão. Já a variável Epu corresponde ao coeficiente associado à Incerteza da Política Econômica e a estatística do teste (*tStat*) destacando a significância dos coeficientes. Assim, valores mais altos para *tStat* indicam maior significância estatística da respectiva variável.

Os principais resultados evidenciaram que os Alfas foram estatisticamente significativos a 1% com valores de aproximadamente 0,058 para o Brasil; 0,031 para o Chile; e variando entre 0,051 e 0,058 para a Colômbia. Já para o México, todos os alfas foram estatisticamente significativos a 1%, com valores em torno de 0,039, o que expressou magnitude inferior ao evidenciado em outros países como, por exemplo, no Peru que apresentou alfa próximo a 0,056.

Para o EPU, os resultados não apresentaram significância estatística em todos os países. No Brasil, as evidências sugeriram que a incerteza da política não tem um impacto significativo nos retornos do portfólio FMOM, resultado semelhante ao que foi observado no Peru. Entretanto, no Chile, todos os coeficientes do EPU foram estatisticamente significativos a 1%, com um valor próximo a 0,008. Assim, indicando que incerteza política tem um impacto significativo, embora com pouca magnitude, nos retornos desses portfólio. De modo semelhante, a Colômbia apresentou alguns coeficientes do EPU marginalmente significativos a 10%, especialmente nos modelos C4, FF5 e KP, sugerindo um impacto leve da incerteza política nos retornos do portfólio nesse país. Por fim, os resultados do México foram semelhantes ao do Peru, com alguns coeficientes (modelos EPU e CAPM) do EPU marginalmente significativos.

Tabela 44 – FMOM e EPU nos Modelos Fatoriais em estratégias (1-1)

	EPU	CAPM	FF3	C4	FF5	QF	KP
<b>Brasil</b>							
<b>Alfa</b>	0,059 ***	0,059 ***	0,058 ***	0,057 ***	0,058 ***	0,056 ***	0,058 ***
<b>tStat</b>	(22,86)	(21,18)	(18,98)	(18,88)	(18,53)	(20,31)	(19,47)
<b>Epu</b>	0,006	0,006	0,005	0,004	0,005	0,006	0,005
<b>tStat</b>	(1,16)	(1,19)	(0,96)	(0,88)	(1,03)	(1,28)	(0,91)
<b>Chile</b>							
<b>Alfa</b>	0,031 ***	0,031 ***	0,031 ***	0,031 ***	0,030 ***	0,031 ***	0,031 ***
<b>tStat</b>	(22,50)	(23,19)	(23,41)	(22,48)	(23,81)	(22,05)	(23,40)
<b>Epu</b>	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***	0,008 ***
<b>tStat</b>	(6,90)	(6,93)	(6,85)	(6,96)	(6,81)	(7,66)	(6,66)
<b>Colômbia</b>							
<b>Alfa</b>	0,057 ***	0,058 ***	0,051 ***	0,051 ***	0,052 ***	0,054 ***	0,051 ***
<b>tStat</b>	(10,53)	(10,20)	(12,18)	(12,03)	(12,21)	(12,07)	(11,94)
<b>Epu</b>	0,003	0,003	0,005 *	0,005 *	0,005 *	0,002	0,005 *
<b>tStat</b>	(1,08)	(1,00)	(1,89)	(1,97)	(1,77)	(1,22)	(1,92)
<b>México</b>							
<b>Alfa</b>	0,040 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***
<b>tStat</b>	(13,72)	(16,54)	(16,20)	(15,89)	(16,57)	(15,68)	(16,00)
<b>Epu</b>	0,005 *	0,004 *	0,005	0,004	0,005	0,003	0,005
<b>tStat</b>	(1,81)	(1,66)	(1,57)	(1,40)	(1,56)	(1,08)	(1,56)
<b>Peru</b>							
<b>Alfa</b>	0,057 ***	0,057 ***	0,055 ***	0,055 ***	0,055 ***	0,056 ***	0,056 ***
<b>tStat</b>	(24,34)	(25,43)	(24,60)	(23,74)	(24,84)	(25,24)	(24,90)
<b>Epu</b>	0,002	0,001	0,002	0,003	0,002	0,002	0,002
<b>tStat</b>	(0,64)	(0,60)	(1,14)	(1,32)	(0,88)	(1,03)	(1,08)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o intercepto  $\hat{\alpha}$  e o coeficiente  $\hat{\beta}$  da variável *EPU* na regressão entre o momento do fator e a incerteza da política econômica (EPU). Na primeira coluna, o EPU é única variável explicativa do modelo. Nas demais colunas, as variáveis independentes são o EPU e os fatores utilizados, respectivamente, nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007), nos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, em portfólios com momento do fator de um mês anterior e período de manutenção de um mês (1-1). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Com base nos resultados da Tabela 44, verificou-se que a significância estatística dos alfas transmitiu a ideia de que as estratégias de momento do fator podem gerar retornos anormais consistentes, que não estão sendo explicados pelos modelos fatoriais utilizados. Isso sugere que a estratégia de momento capturou algum tipo de prêmio de risco ou ineficiência de mercados robustos e persistentes ao longo do tempo, independentemente da incerteza política em alguns países. Porém, os diferentes impactos da incerteza política (EPU) no curto prazo entre os países reflete a importância de considerar contextos econômicos e mercados específicos ao propor estratégias de investimento baseadas em momento do fator. Assim, esse cenário revelou que, enquanto os retornos anormais dos portfólios de momento do fator foram

robustos, a sensibilidade à incerteza política variou entre os países, sendo mais pronunciada no Chile e menos significativa no Brasil e no Peru.

Nesse sentido, os modelos fatoriais tradicionais (CAPM, FF3, FF5, C4, QF e QP), que foram elaborados para capturar retornos associados a fatores de risco sistemáticos, nas estratégias de momento, podem capturar prêmios de risco adicionais que não são contabilizados por esses modelos. Esses prêmios podem estar relacionados a ineficiências de mercado (Diaz-Ruiz; Herrerias; Vasquez, 2020), comportamento dos investidores ou características específicas do mercado que são persistentes ao longo do tempo (Carrière-Swallow; Céspedes, 2013; Karanasos; Yfanti; Hunter, 2022). Em relação à Eficiência de Mercado, esses alfas significativos sugerem que os mercados emergentes podem não ser perfeitamente eficientes, permitindo que estratégias de momento capturem retornos anormais. Isso pode ser devido a várias razões, como menor transparência, menor liquidez e maior volatilidade nesses mercados, que criam oportunidades para exploração de tendências de preços.

Do ponto de vista do comportamento dos investidores, mercados emergentes podem exibir comportamentos sistemáticos que favorecem a persistência de tendências de preço, como *herding* (comportamento de manada), *overreaction* e *underreaction* a novas informações (De BONDT; Thaler, 1985; Paule-Vianez *et al.*, 2021). Esses comportamentos podem resultar em retornos de momento que são capturados pelas estratégias de investimento. Além disso, em alguns mercados, a incerteza política pode já estar incorporada nos preços dos ativos, especialmente se a incerteza for um componente constante e conhecido do ambiente de investimento (Chen; Jiang; Tong, 2017; Phan; Sharma; Tran, 2018). Isso pode reduzir a capacidade do EPU de explicar variações adicionais nos retornos.

Esses resultados reforçam a percepção de Jegadeesh e Titman (1990; 1993) ao demonstrarem que as estratégias de momento podem gerar retornos anormais em mercados de ações, sugerindo que os retornos passados têm a capacidade de prever retornos futuros em horizontes de curto prazo. Além disso, alinha-se com Hong, Lim e Stein (1999) quando argumentam que os retornos de momento podem ser atribuídos a lentas reações dos investidores às informações públicas. E, sob o aspecto da Incerteza Política e impacto no mercado, assemelha-se às proposições de Baker, Bloom e Davis (2016) ao mostrarem que períodos de alta incerteza política estão associados a quedas significativas na atividade econômica e nos preços das ações. Por fim, evidências sustentam as observações apontadas por Brogaard e Detzel (Brogaard; Detzel, 2015) ao apontarem que o EPU afeta negativamente os retornos do

mercado de ações nos EUA, aumentando a volatilidade e reduzindo o crescimento dos lucros corporativos.

Do ponto de vista econométrico, as regressões MQO que foram utilizadas podem estar capturando um horizonte temporal específico onde o impacto da incerteza política foi menos pronunciado. Nesse sentido, o EPU pode ter efeitos de curto prazo que não foram totalmente capturados nos retornos mensais ou, ainda, pode ter efeitos mais prolongados que se manifestam em horizontes de tempo mais longos. Logo, EPU pode não ter capturado todas as dimensões da incerteza relevante para os mercados de ações nas estratégias com formação das carteiras a partir dos retornos do mês anterior e período de manutenção de um mês (1-1).

Em função disso, replicaram-se os testes modificando o modo de formação das carteiras de FMOM para considerar os retornos dos 12 meses anteriores, excluindo-se o mês de formação, com período de manutenção e rebalanceamento de um mês (12-1), como evidenciado na Tabela 45, onde se apresenta os coeficientes das regressões entre o FMOM e o EPU ajustadas por vários modelos fatoriais (CAPM, FFE, C4, FF5, QF e KP) para estratégias de investimento em mercados emergentes (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru).

De modo semelhante ao observado na Tabela 44, os alfas foram significativos em todos os países e modelos, indicando também que as estratégias de momento com portfólios (12-1) são capazes de gerar retornos anormais robustos e consistentes, independentemente da modelagem utilizada e, dessa forma, indicando possibilidade de existência de lucro nas estratégias de momento do fator nesses mercados emergentes, independentemente dos horizontes temporais para a formação do FMOM. Entretanto, destaque-se que mesmo os alfas sendo significativos, apresentaram magnitude menores e os valores  $t$  mais baixos comparados aos da Tabela 44, sugerindo-se que a força das estratégias de momento diminuiu quando se considerou um período mais longo de retornos passados.

Em relação ao impacto do EPU, a falta de significância dos coeficientes dessa variável EPU na maioria dos casos (apenas Colômbia apresentou significância ao nível de 10% no modelo QF) sugeriu que a incerteza da política econômica não tem um impacto robusto e consistente nas estratégias de momento nesses mercados emergentes. Mesmo em casos onde o EPU foi marginalmente significativa, os coeficientes foram baixos e variaram entre positivos e negativos, indicando uma relação não clara e instável nesse contexto. Além disso, verificou-se que a influência do EPU diminuiu quando se considerou um horizonte de retorno mais longo (12-1), como pode ser visto, por exemplo, nos coeficientes do EPU no Chile apresentados na Tabela 44.

**Tabela 45** – FMOM e EPU nos Modelos Fatoriais em estratégias (12-1)

	EPU	CAPM	FF3	C4	FF5	QF	KP
<b>Brasil</b>							
<b>Alfa</b>	0,022 ***	0,021 ***	0,019 ***	0,018 ***	0,019 ***	0,017 ***	0,019 ***
<b>tStat</b>	(8,68)	(8,20)	(7,32)	(6,54)	(7,02)	(6,35)	(7,47)
<b>Epu</b>	0,001	0,001	-0,001	-0,002	-0,001	0,001	-0,001
<b>tStat</b>	(0,21)	(0,26)	(-0,32)	(-0,56)	(-0,27)	(0,32)	(-0,28)
<b>Chile</b>							
<b>Alfa</b>	0,011 ***	0,011 ***	0,012 ***	0,011 ***	0,011 ***	0,011 ***	0,012 ***
<b>tStat</b>	(7,78)	(8,36)	(7,80)	(8,03)	(7,72)	(7,20)	(7,84)
<b>Epu</b>	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002	0,002
<b>tStat</b>	(1,29)	(1,54)	(1,41)	(1,61)	(1,03)	(1,42)	(1,43)
<b>Colômbia</b>							
<b>Alfa</b>	0,022 ***	0,023 ***	0,019 ***	0,019 ***	0,019 ***	0,020 ***	0,019 ***
<b>tStat</b>	(4,76)	(4,38)	(4,42)	(4,27)	(4,32)	(4,29)	(4,26)
<b>Epu</b>	-0,002	-0,002	-0,001	0,000	-0,001	-0,004 *	-0,001
<b>tStat</b>	(-0,81)	(-0,79)	(-0,30)	(0,07)	(-0,57)	(-1,68)	(-0,28)
<b>México</b>							
<b>Alfa</b>	0,013 ***	0,011 ***	0,011 ***	0,011 ***	0,010 ***	0,011 ***	0,011 ***
<b>tStat</b>	(6,07)	(5,65)	(6,15)	(6,21)	(5,91)	(5,63)	(6,24)
<b>Epu</b>	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	-0,002	0,000
<b>tStat</b>	(0,17)	(-0,37)	(0,05)	(0,00)	(0,18)	(-0,60)	(0,09)
<b>Peru</b>							
<b>Alfa</b>	0,019 ***	0,019 ***	0,018 ***	0,017 ***	0,018 ***	0,018 ***	0,018 ***
<b>tStat</b>	(7,64)	(8,30)	(8,20)	(7,74)	(8,59)	(8,21)	(8,31)
<b>Epu</b>	-0,003	-0,003	-0,002	-0,002	-0,004	-0,003	-0,002
<b>tStat</b>	(-1,18)	(-1,29)	(-0,90)	(-0,78)	(-1,64)	(-1,33)	(-0,86)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta o intercepto  $\hat{\alpha}$  e o coeficiente  $\hat{\beta}$  da variável *EPU* na regressão entre o momento do fator e a incerteza da política econômica (EPU). Na primeira coluna, o EPU é única variável explicativa do modelo. Nas demais colunas, as variáveis independentes são o EPU e os fatores utilizados, respectivamente, nos modelos CAPM, FF3 - Fama e French (1992, 1993), C4 - Carhart (1997), FF5 - Fama e French (2015), QF - modelo de fator-Q de Hou, Xue e Zhang (2015) e KP - modelo de Keene e Peterson (2007), nos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, em portfólios com momento do fator de 12 meses anteriores e período de manutenção de um mês (12-1). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os valores t, entre parênteses, foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Portanto, do ponto de vista teórico esses resultados apontaram que a eficácia das estratégias de fator momento parece ser mais forte no curto prazo (1-1), como evidenciado pelos alfas mais altos e significativos na Tabela 44. Isso pode ser atribuído à captura de ineficiências de mercado que pode ser mais pronunciadas em horizontes mais curtos (Fama, 1998). No longo prazo (12-1), as ineficiências de mercado podem ser corrigidas, reduzindo a capacidade dessas estratégias gerar retornos anormais, resultando em alfas menores e menos significativos (Fama, 1998), como na Tabela 45.

Em relação aos mercados emergentes, incerteza da política econômica (EPU) não tem

um impacto significativo consistente nas estratégias de momento do fator, independentemente do horizonte temporal considerado. Isso pode ser devido ao fato de que outros fatores de riscos específicos desses mercados, como risco cambial e volatilidade macroeconômica, desempenham um papel mais preponderante (Cakici; Fabozzi; Tan, 2013). Com exceção do Chile, entende-se que, em alguns mercados, a incerteza pode influenciar os retornos de momento, possivelmente, devido a características específicas desse mercado, como estabilidade política relativa e maior integração econômica.

Comparando-se ao mercado norte-americano, estudos como os de Baker, Bloom e Davis (2016) e Brogaard e Detzel (2015) demonstraram que o EPU tem um impacto significativo nos retornos das ações nesse mercado. A maior eficiência do mercado, a transparência e a sofisticação dos investidores podem amplificar o impacto da incerteza política. Em contraste, a capacidade das estratégias de momento de gerar retornos anormais tende a ser mais limitada devido à maior eficiência do mercado (Fama, 1970, 1991, 1998). Nos mercados emergentes, por outro lado, a menor eficiência e maior volatilidade (Carrière-Swallow; Céspedes, 2013) podem permitir que as estratégias de momento do fator capturem retornos anormais mais robustos, especialmente em horizontes curtos. Além disso, a influência do EPU menos pronunciada ou pouco consistente deve-se, possivelmente, à coexistência de múltiplos fatores de risco que diluem seu impacto ao longo do tempo.

Diante dessas análises, pode-se avaliar como esses resultados direcionaram a hipótese levantada nesta terceira etapa da pesquisa. Inicialmente, defendeu-se que o *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina seria impactado negativamente pela Incerteza na Política Econômica. Porém, as evidências indicaram ausência desse impacto na maioria dos mercados analisados. Apenas o Chile registrou efeito positivo do EPU nas estratégias (1-1).

A fundamentação para essas divergências podem ser justificadas por considerar, a princípio, estudos como o de Baker, Bloom e Davis (2016), mostrando que a incerteza política afeta negativamente os investimentos e o crescimento econômico e Brogaard e Detzel (2015) demonstrando que o EPU impacta os retornos das ações nos Estados Unidos, sugerindo que os investidores demandam um prêmio por risco mais alto em períodos de incerteza. No entanto, a maioria dos estudos nessa linha ficou concentrada em mercados desenvolvidos e as evidência para mercados emergentes é menos clara, possivelmente, devido à maior volatilidade e diversidade de fatores de risco nesses mercados (Cakici; Fabozzi; Tan, 2013).

Assim, embora Jegadeesh e Titman (1993) tenha estabelecido as bases para estratégias de momento, mostrando que estas se baseiam na continuação de retornos passados, as estratégias de momento podem ser menos afetada pelo EPU em mercados emergentes devido à maior influência de outros fatores inerentes ao mercado, como risco cambial, volatilidade macroeconômica (Carrière-Swallow; Céspedes, 2013; Karanasos; Yfanti; Hunter, 2022) e ineficiências de mercado (Diaz-Ruiz; Herrerias; Vasquez, 2020). Asness, Moskowitz e Pedersen (2013) sugeriram que o momento é um fenômeno global, o que implica que diferentes economias e suas incertezas políticas poderiam afetá-lo de maneiras distintas.

De modo análogo, Daniel, Hirshleifer e Subrahmanyam (1998) argumentaram que o comportamento dos investidores, como a *overconfidence*, poderia ser uma razão para o efeito momento. Daniel e Titman (1999) sugeriram que o excesso de confiança do investidor pode gerar momento nos retornos de ações e que esse efeito é provavelmente mais forte nas ações cujas avaliações requerem a interpretação de informações ambíguas. Isso supõe que o EPU, ao afetar o sentimento dos investidores (Nartea; Bai; Wu, 2020), poderia potencialmente influenciar o momento, embora os resultados empíricos não tenham mostrado um impacto consistente.

Barroso e Santa-Clara (2015) discutiram a volatilidade das estratégias de momento e como gerir esses riscos. O EPU poderia ser uma fonte de volatilidade adicional, mas a não significância dos coeficientes de EPU nos resultados empíricos indicou que outros fatores podem estar mitigando esse impacto nos mercados emergentes. Embora Chordia e Shivakumar (2002b) tenham mostrado que lucratividade do momento é influenciada por condições macroeconômicas, sensibilidade específica à incerteza política pode não ser tão significativa como outras variáveis econômicas.

Portanto, os resultados aqui apresentados não suportam a hipótese H3. Assim, pode-se conjecturar que não há elementos suficientes para justificar a hipótese de que o EPU impacta negativamente o *Factor Momentum* das anomalias na América Latina. Embora registre-se uma exceção no Chile para as estratégias (1-1), essa relação não é consistente para outras estratégias e para diferentes países. Diante disso, verificou-se que a hipótese levada no terceiro objetivo dessa tese não pode ser corroborada, considerando escopo e o período de dados analisados.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O desenvolvimento desta tese foi conduzido pelas evidências de que os mercados emergentes têm crescido rapidamente e vêm desempenhando um papel significativo na economia global (Kearney, 2012). Os mercados de ações desses países, por apresentarem, em alguns casos, menor eficiência informacional, são considerados fontes potenciais de anomalias (Zaremba *et al.*, 2019). Dentre elas, o fator momento tem recebido substancial atenção. Por ser considerado forte e generalizado e aparecer em outras anomalias por meio do *Factor Momentum*, é mais acentuado conforme a persistência do sentimento do investidor (Ehsani; Linnainmaa, 2022) e tem seus efeitos reduzidos em ambientes de incertezas (Paule-Vianez *et al.*, 2021).

Nesse contexto, estabeleceu-se a tese de que o *Factor Momentum* nos mercados emergentes da América Latina é afetado pelo sentimento do investidor e pela incerteza. Assim, a pesquisa foi pautada no estudo da relação entre o *Factor Momentum* das anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nesses países, inicialmente investigando a relação entre o retorno das anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza. Em seguida, verificando a influência do sentimento do investidor sobre o momento do fator e, por fim, analisando os efeitos da incerteza sobre o *Factor Momentum*.

O aspecto positivo que norteou o estudo foi a introdução da incerteza como variável explicativa para os retornos das anomalias do mercado financeiro e, em especial, do retorno do momento do fator. Assim, a tese inovou em considerar que não somente o sentimento do investidor, suficientemente persistente, teria a capacidade de impactar o retorno dos fatores (Ehsani; Linnainmaa, 2022), mas também a incerteza da política econômica, dado o papel fundamental que ela exerce na percepção do investidor quanto às informações geradas pelas políticas econômicas.

Assim, o desenvolvimento da **Hipótese 1** foi atrelado ao objetivo de analisar as relações entre retorno das anomalias, sentimento do investidor e incerteza da política econômica, conjecturando que, nos países emergentes da América Latina, esses retornos são impactados negativamente pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza. Assim, destaque-se que ser influenciado negativamente, nesse contexto, não necessariamente significou que os retornos fossem negativos em termos absolutos ou que existisse um sinal negativo nas relações analisadas. Em vez disso, considerou-se apenas a diminuição da força ou magnitude do impacto

dessas variáveis nos retornos médios das anomalias.

Os principais resultados forneceram evidências que possibilitaram fazer inferências sobre a validade da primeira proposição investigada na pesquisa. Assim, foi possível concluir que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é impactado pelo sentimento do investidor quando ajustado pela incerteza econômica. A análise revelou que a inclusão do índice de sentimento do investidor (SIEF), quando realizado o ajuste pelo efeito moderador da incerteza (EPU), diminuiu a quantidade de anomalias significativas, em virtude de existir um relação de causalidade no sentido Granger na direção do EPU para o SIEF. Logo, o controle do sentimento a partir da incerteza permitiu mitigar a influência do sentimento do investidor sobre os retornos das anomalias. Com isso, observou-se empiricamente elementos que justificaram a não rejeição da Hipótese 1 e, portanto, há evidências de que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina foi impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado pela incerteza.

Os argumentos para justificar essas inferências partiram inicialmente dos resultados dos testes de verificação da existências das anomalias. Em relação ao retorno médio, a maioria dos portfólios apresentou retornos médios mensais negativos. No Brasil, isso ocorreu em cerca de 68% dos fatores, valor menor do que observado no México (84%), mas que superou os 20% da Colômbia. Esses resultados sinalizaram que muitos dos fatores podem não ser robustos o suficiente para serem usados isoladamente como indicadores de investimento. Entretanto, as estratégias baseadas em momento demonstraram maior volatilidade, enquanto Investimento indicou ser mais estável, porém sem significância estatística nos retornos.

Ao estimar o retorno médio dos fatores a partir dos modelos de precificação, observou-se uma variação significativa no desempenho dos fatores entre os diferentes países estudados. No Brasil, os fatores de tamanho (SMB), valor (HML) e valor de mercado (ME) apresentaram retornos médios significativos e positivos, enquanto os fatores de lucratividade (ROE) e investimento (CMA) tiveram retornos negativos. No Chile, os fatores de tamanho (SMB) e valor (HML) também apresentaram retornos positivos e significativos. No México, apenas o fator de tamanho (SMB) e na Colômbia, o fator de liquidez (LMH), enquanto no Peru, nenhum dos fatores apresentou retornos médios significativos.

Os resultados confirmaram resultados anteriores (Carvalho *et al.*, 2021; Leite *et al.*, 2018), destacando o fator SMB como o de maior retorno médio. Por outro lado, fatores de lucratividade, como RMW e ROE, apresentaram fraco desempenho geral, com o ROE

sendo significativo apenas no Brasil, mas com o sinal contrário ao esperado. Os fatores de investimento, CMA e RIA, não foram significativos na maioria dos mercados, exceto, CMA no Brasil, também com sinal contrário ao esperado, ratificando estudos anteriores (Machado; Faff; Silva, 2017; Zaremba *et al.*, 2019, 2021). Por fim, a liquidez foi um fator relevante apenas na Colômbia, onde LMH mostrou um retorno médio significativo.

Esses resultados apontam divergências entre mercados desenvolvidos e emergentes, enfatizando a necessidade de adaptar modelos de precificação de ativos às particularidades dos mercados emergentes. Os fatores tamanho (SMB) e valor (HML) tendem a apresentar retornos médios mais robustos nesses mercados, confirmando parcialmente a validade do modelo de três fatores (Fama; French, 1992). No entanto, os demais fatores que tradicionalmente são significativos em mercados desenvolvidos (RMW, ROE, CMA, RIA) podem não se comportar igualmente nesses mercados emergentes, devido às diferenças estruturais, econômicas e institucionais. Isso sugere que ajustes ou extensões dos modelos existentes podem ser necessários para melhor capturar as dinâmicas específicas desses mercados.

Para o estudo das anomalias nos modelos de precificação, os resultados revelaram a superioridade dos modelos multifatoriais sobre o CAPM na explicação dos retornos médios e na identificação de anomalias no mercado brasileiro. Embora o CAPM tenha revelado 11 padrões condizentes com a definição de anomalias proposta por Fama e French (1996a), muitos desses fatores apresentaram sinais contrários ao esperado. Embora os demais modelos de precificação tenham apresentado resultados semelhantes para cada grupo de anomalias, o modelo de quatro fatores (C4) mostrou o melhor poder explicativo do retorno médio, com menor número (seis) de anomalias significativas.

Esses resultados não estão totalmente alinhados com as justificativas de Fama e French (1992, 1993), que verificaram empiricamente a capacidade de o FF3 descrever os retornos médios melhor do que o CAPM. Entretanto, os achados se coadunam parcialmente com Fama e French (2015), que sugerem uma diminuição das anomalias ao utilizar o modelo FF5. Adicionalmente, os resultados também divergem dos trabalhos de Machado (2009) e Machado, Faff e Silva (2017), que indicaram a superioridade do modelo KP para explicar os retornos das ações no mercado brasileiro.

Apesar das divergências de resultado entre os modelos de precificação, ficou evidente que BM, FC, DPL e SUE foram as anomalias mais consistentes. Contudo, a magnitude dos retornos dessas anomalias não confirmou estudos anteriores como Araújo, Machado e Martins

(2019), Cordeiro e Machado (2013) e Machado e Medeiros (2014). Em relação ao BM, especificamente, o alfa foi significativo, porém negativo, em todos os modelos, contrariando as evidências de Shefrin e Stattman (1995), Fama e French (1992), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) e De Bondt e Thaler (1985), ao sugerirem que ações de valor tendem a apresentar rentabilidade superior às ações de crescimento, caracterizando o efeito *Book-to-Market*.

Para o mercado chileno, o CAPM revelou interceptos significativos em nove fatores. O modelo QF apresentou desempenho inferior, semelhante ao CAPM. Essas evidências reforçam as observações de Rodríguez e Maturana (2010), justificando que o modelo de três fatores de Fama e French (1992, 1993) explica de maneira significativa os retornos das ações no Chile. Para o mercado colombiano, caracterizado por um crescimento significativo, mas com limitações em termos de número de empresas e liquidez, os resultados obtidos não se distanciaram dessas evidências. Entretanto, no que diz respeito à capacidade explicativa dos modelos fatoriais, o FF5 foi o único que apresentou mais de um alfa significativo, enquanto o modelo FF3 não mostrou significância estatística em nenhum fator. Os modelos CAPM, C4, QF e KP também não conseguiram captar de forma robusta as anomalias nos retornos das ações.

No México, os resultados destacaram a eficácia do modelo FF3 na explicação das anomalias do mercado financeiro, especificamente CVD, MOM, AL52 e MINT. Estes achados são corroborados por Saucedo e González (2021), que demonstraram a relevância desse modelo em estimar retornos de ações no México. Além disso, observou-se que, usando-se o FF3, os coeficientes para o prêmio de risco de mercado foram sempre significativos e relevantes. Porém, com o modelo QF, registrou-se o maior número de alfas significativos, sugerindo que esse modelo pode capturar de forma robusta diversas anomalias no mercado mexicano. Finalmente, para o mercado peruano, os testes revelaram uma consistência superior em comparação com outros países, evidenciando um menor número de fatores com retornos anormais, com o CAPM identificando apenas quatro anomalias com significância estatística de 10%. Com a inserção dos outros modelos multifatoriais (FF3, FF5, C4 e KP), apenas uma anomalia foi registrada.

De modo geral, os resultados dos testes para os mercados da América Latina mostraram que as anomalias estão presentes em menor grau do que as 25 esperadas. Como o CAPM não foi capaz de absorver grande parte dos fatores de riscos, revelando a existência de anomalias nos mercados emergentes da América Latina, o que gerou a necessidade de fazer testes com outros modelos fatoriais. Adicionalmente, os achados divergiram daqueles observados nos mercados desenvolvidos, o que reforça a existência de especificidades nesses mercados que justificam o

emprego de outras variáveis para compreender o comportamento do retorno das ações. Nesse sentido, a tese reforça, no contexto dos países emergentes, a percepção de que maioria das anomalias não se sustenta aos padrões atualmente aceitáveis para as finanças empíricas, como observado por Hou, Xue e Zhang (2020).

Com a inclusão do índice de sentimento do investidor (SIEF) não foi possível corroborar as especificações teóricas que previam um impacto positivo sobre o retorno das anomalias, como sugerido por Yang, Ryu e Ryu (2017). Os coeficientes do SIEF apresentaram sinais negativos para várias anomalias, incluindo Valor *versus* Crescimento, Rentabilidade e Momento. Esse comportamento foi mais acentuado no mercado brasileiro, onde o SIEF reduziu a incidência de retornos anormais nos modelos ajustados por fatores de risco. O modelo univariado do SIEF explicou 44% dos retornos anormais, aumentando o percentual para 52% e 56% com a inclusão de fatores de risco adicionais definidos nos modelos FF3, FF5, KP e C4. Os alfas significativos também diminuíram com a inclusão do sentimento do investidor, sugerindo que o controle dessa variável pode reduzir o número de anomalias.

No Chile, o efeito do sentimento do investidor foi menor comparado ao do Brasil, com 40% dos coeficientes significativos e uma redução maior ao incluir os fatores de risco, evidenciando a existência de um mercado menos influenciado por comportamentos especulativos, possivelmente devido à predominância de investidores institucionais. Para a Colômbia, os resultados foram mistos. A inclusão do SIEF aumentou a significância dos coeficientes em modelos de risco, mas não reduziu consistentemente os retornos anormais. O número limitado de empresas na amostra e o curto período de análise podem ter influenciado esses resultados.

No México, o SIEF apresentou um número considerável de coeficientes nas anomalias de Investimento e Rentabilidade, sugerindo uma influência negativa do sentimento do investidor sobre os retornos médios. Esse mercado se destacou por ter o maior número de coeficientes significativos para essas anomalias. Já no Peru, a inclusão do SIEF resultou em coeficientes significativos em 44% das anomalias e redução nos alfas nos modelos FF5 e QF, indicando que o controle do sentimento pode ajudar a reduzir os fatores de risco associados aos retornos anormais.

Ao contrário das evidências avaliadas por Stambaugh, Yu e Yuan (2012) nos EUA, que sugeriram um impacto positivo do sentimento do investidor sobre o retorno das anomalias, os resultados deste estudo mostraram predominantemente coeficientes negativos para as

anomalias de Valor *versus* Crescimento, Rentabilidade e Momento, indicando uma possível diferença na dinâmica do mercado entre economias desenvolvidas e emergentes. A pesquisa corrobora parcialmente os achados de Yoshinaga e Castro (2012) e Machado e Medeiros (2014), que observaram uma influência negativa do índice de sentimento, também sobre a posição comprada para a maioria dos portfólios no mercado brasileiro.

Dessa forma, os resultados não asseguraram integralmente a relação do SIEF com todas as anomalias, confirmando parcialmente que os fatores comportamentais têm um importante papel na explicação dos retornos anormais, como asseveram Antoniou, Doukas e Subrahmanyam (2013). Entretanto, como já discutido ao longo do trabalho, o sentimento do investidor também reflete as incertezas na política econômica (Yao; Li, 2020), que podem transmitir informações ao mercado e influenciar o sentimento do investidor, causando flutuações nos preços.

Nesse sentido, a investigação de como o EPU pode influenciar o retorno das anomalias indicaram que a Incerteza na Política Econômica exerce uma influência considerável sobre os retornos anômalos nesses mercados, embora essa influência varie entre os países e em relação aos tipos de anomalias. No Brasil, EPU teve um impacto significativo em apenas uma anomalia (FSC), com coeficientes positivos em todos os modelos testados. No entanto, outras anomalias, como ACC, apresentaram significância negativa em alguns modelos, indicando um comportamento diferente do EPU em relação a estas variáveis.

No mercado chileno, o EPU mostrou maior poder explicativo, com as anomalias INV, CIN e CES apresentando coeficientes positivos e significantes, enquanto ACC, LBA e CMB tiveram coeficientes negativos, indicando que a incerteza pode estar afetando mais fortemente as anomalias relacionadas ao investimento e ao comportamento contábil das empresas. Esses resultados diferem consideravelmente dos evidenciados na Colômbia, onde a relação entre EPU e anomalias foi mais dispersa. No México, a influência do EPU foi menos pronunciada. Apenas três anomalias (TVOL, MOM6 e MINT) mostraram significância. Finalmente, no mercado peruano, os resultados também foram bastante limitados, com cinco anomalias consideradas significativas.

Ao regredir o retorno das ações com o efeito moderador da incerteza sobre o sentimento, nove anomalias foram evidenciadas, contra os 11 casos significativos observados para o sentimento do investidor isoladamente, mas com menor impacto, evidenciando uma atenuação da influência do sentimento do investidor devido à incerteza econômica. Para várias anomalias,

como BM e PL, a significância estatística foi mantida ou levemente reduzida na presença de SiefEPU. Isso sugere que, enquanto a incerteza (EPU) por si só não é significativa, sua interação com o sentimento do investidor modera a relação entre sentimento e retornos das anomalias.

Diante desses resultados, foi possível concluir que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é significativamente impactado pelo sentimento do investidor, especialmente quando ajustado pela incerteza econômica. A análise revelou que a inclusão do índice de sentimento do investidor (SIEF) ajustado pela incerteza da política econômica (EPU) diminuiu a quantidade de anomalias significativas, evidenciando que a incerteza econômica modera a relação entre o sentimento do investidor e os retornos anômalos.

Isso sugere que a incerteza econômica enfraquece a influência do sentimento do investidor sobre os retornos das anomalias, corroborando a hipótese de que o impacto do sentimento do investidor nos retornos das anomalias é negativamente afetado quando ajustado pela incerteza econômica. Essas evidências forneceram elementos para a não rejeição da hipótese H1, de que o retorno das anomalias nos países emergentes da América Latina é impactado negativamente pelo sentimento do investidor ajustado pela incerteza econômica.

O segundo objetivo específico foi pautado pela **Hipótese 2**, definida pela ideia de que *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado positivamente pelo sentimento do investidor. Nesta fase da tese, buscou-se ampliar o escopo de entendimento do momento do fator para um contexto mais específico, visando testar a proposição definida por Ehsani e Linnainmaa (2022), de que o comportamento dos investidores influenciado pelo sentimento afeta as estratégias de investimento baseadas no momento do fator. Com isso, foi proposto nessa fase da tese um aspecto inovador pois, até o momento de elaboração deste estudo, não se registraram trabalhos voltados para aplicar empiricamente o conceito de momento nos fatores das anomalias nos mercados latino-americanos.

De modo geral, os resultados revelaram diferenças significativas entre os países, reforçando a complexidade e a variabilidade do comportamento do retorno dos fatores em mercados emergentes. No Brasil, os retornos dos fatores apresentaram persistência significativa após períodos de retornos positivos de 12 meses, alinhando-se parcialmente às evidências de Grobys, Kolari e Rutanen (2022). A análise mostrou que 31% dos fatores tiveram retornos superiores à média, com um coeficiente significativo ao nível de 5% ou 1% para diversos fatores após retornos positivos, enquanto retornos negativos não apresentaram significância

estatística relevante. No mercado chileno, os fatores de momento (MOM, MOM6 e MINT) foram significativos ao nível de 5%. Contrapondo os achados de Ehsani e Linnainmaa (2022), os retornos após períodos de 12 meses negativos não foram significativos. A análise de autocorrelação de primeira ordem (AR1) indicou que apenas INV e CES apresentaram significância com sinais negativos, sugerindo uma relação oposta entre retornos passados e futuros.

Os resultados gerais indicaram que os retornos dos fatores nos mercados emergentes analisados exibem um certo grau de persistência, sendo em média maiores após períodos de retornos positivos do que após períodos de retornos negativos. No entanto, as evidências de autocorrelação negativa em alguns casos, especialmente no Chile e Colômbia, sugeriram que retornos negativos podem preceder retornos positivos, desafiando as observações para o mercado norte-americano e global. À luz da HME, os retornos passados não deveriam prever retornos futuros. No entanto, os resultados mostraram persistência nos retornos dos fatores após períodos de retornos positivos, especialmente para fatores como MOM, MOM6 e MINT. Isso não está alinhado com a HME, indicando que pode haver algum grau de ineficiência de mercado nesses países.

Esse fato pode ter implicações no desempenho da relação entre o momento do fator (FMOM) e o momento das ações individuais, quando controlados pelos fatores de riscos do modelo FF5. Foi verificado que 72% dos fatores apresentaram sinais positivos e significativos, com os retornos anormais mais robustos sendo observados nos fatores MOM e TVOL. No entanto, os fatores ME e MOM tiveram as maiores contribuições de retorno, considerando o portfólio completo do FMOM. Esses resultados foram consistentes com aqueles observados por Ehsani e Linnainmaa (2022) e Fan *et al.* (2022b), quando sugeriram que um grupo de fatores pode dominar o portfólio de momentum dos fatores.

Em relação aos testes que verificaram se o *Factor Momentum* tratava-se de uma agregação da autocorrelação de outros fatores, com dados do Brasil, não foi possível chegar à mesma conclusão. Observou-se que a maior parte dos coeficientes beta da variável WML apresentou sinais negativos, com apenas 20% deles a pelo menos de 5%. Para os fatores com coeficientes positivos, não foi registrada significância estatística. Embora essas evidências pareçam contrariar os resultados esperados, elas seguem as observações elencadas por Fan *et al.* (2022b), ao mostrarem que as estratégias de *Factor Momentum* baseadas na maioria das anomalias financeiras não produziram alfas significativos.

Em geral, a relação entre o FMOM e o fator momento das ações individuais definido pelo WML registrou retornos anormais positivos e significativos para as estratégias de *Factor Momentum* na maioria das anomalias controladas pelos fatores do modelo FF5. Ao controlar por outros modelos fatoriais (QF e KP), aumentaram-se o número de fatores com alfas significativos, embora em pequenas proporções. Nesse sentido, os alfas significativos registrados nos mercados latino-americanos não foram limitados a um único tipo de controle utilizado, corroborando a validade das estratégias FMOM na região.

Na última etapa da análise do segundo objetivo específico, onde foram realizados testes estatísticos com o momento do fator condicionado aos períodos de Alto (HIGH), Médio (MILD) e Baixo (LOW) sentimento do investidor, registrou-se que as estratégias de momento do fator (FMOM) apresentaram maior média de retorno em períodos de Alto (HIGH) sentimento do investidor, com coeficientes de determinação acima de 0,70 nos países Brasil, México e Peru. Diferentemente dos outros países, no Chile, o maior retorno das estratégias ocorreu durante períodos de sentimento MILD, enquanto na Colômbia, os maiores retornos foram observados em períodos de Baixo (LOW) sentimento.

Ao considerar retornos no período de 12 meses com um mês de manutenção das carteiras, os resultados foram semelhantes aos observados nas estratégias 1-1, mas com menor magnitude e coeficientes de determinação próximos de 0,23. Isso sugere que os retornos das estratégias FMOM de um mês anterior impactam os retornos do mês seguinte mais fortemente do que os retornos dos últimos doze meses. Adicionalmente, os retornos dos portfólios *Long-Short* do momento do fator não foram significativamente diferentes entre os estados de HIGH e LOW sentimento do investidor, embora as estratégias 1-1 tenham sido mais robustas do que as estratégias 12-1.

Portanto, a partir desses resultados, pode-se inferir que, nos mercados emergentes da América Latina, há uma forte associação entre o FMOM e os estados de sentimento do investidor, com oportunidades de ganhos adicionais em períodos de alto sentimento. Esses resultados reforçam a importância de considerar o sentimento ao formular estratégias de investimento baseadas em anomalias de mercado, alinhando-se com as observações de Grobys, Kolari e Rutanen (2022), ao destacarem que, mesmo que o desempenho do momento de fator não seja significativamente afetado pelo estado predominante do sentimento do investidor, ele pode ser impulsionado por *mispricing* e, dessa forma, confrontando a HME, ao mostrar que retornos anormais podem ser previstos com base em variáveis comportamentais, e ao mesmo tempo,

apoiando a HMA, ao destacar como os investidores ajustam suas estratégias em resposta a mudanças no sentimento do mercado.

Com a introdução dos modelos fatoriais para realizar os ajustes do sentimento do investidor aos fatores de riscos, o coeficiente Alfa foi estatisticamente significativo em todos os países, sugerindo-se que os modelos de precificação não explicam completamente os retornos das estratégias FMOM. O Brasil apresentou os maiores valores para os Alfas dos respectivos modelos, indicando menor poder explicativo para os retornos das estratégias FMOM em portfólios (1-1). Colômbia e Peru apresentaram resultados semelhantes, com poucas variações entre os diversos modelos, porém, com significância estatística menor do que nas regressões para o Brasil. Por outro lado, Chile e Colômbia apresentaram os melhores desempenhos dos modelos avaliados pelo alfa da regressão, com as menores significâncias estatísticas.

Para o coeficiente Beta da variável de sentimento do investidor, a maioria dos modelos não apresentou significância estatística, indicando que os modelos de precificação não conseguiram explicar o retorno do momento do fator depois de serem controlados pelo sentimento do investidor. Apenas o SIEF relativo ao México registrou significância estatística a 10% em todos os modelos. Dessa forma, os resultados gerais não apontaram elementos em favor da hipótese de que o retorno das estratégias FMOM foi impactado positivamente pelo sentimento do investidor. Portanto, não há indícios suficientes para conjecturar que o *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado positivamente pelo sentimento do investidor.

As análises do terceiro objetivo de pesquisa, fundamentada na **Hipótese 3**, conjecturando que o *Factor Momentum* das anomalias nos mercados emergentes da América Latina é impactado negativamente pela Incerteza na Política Econômica, sustentada pelo entendimento de Zhang (2019) e Qiao *et al.* (2022), ao mostraram que níveis elevados de EPU impactam o sentimento do investidor, aumentando a volatilidade e a exigência de retornos adicionais pelos investidores que operam baseados em momento. A análise iniciou pela observação da relação causal entre EPU e o sentimento do investidor por meio da causalidade de Granger em condições de linearidade e não-linearidade revelou que a causalidade de Granger ocorre no sentido do EPU para o SIEF, indicando que a incerteza da política econômica ajuda a prever o sentimento do investidor, com o EPU tendo um papel preditivo mais forte sobre o sentimento do investidor do que o contrário.

Por outro lado, não foram encontradas causalidade não-linear em nenhuma das direções.

Assim, as evidências obtidas neste estudo divergem dos observados por Zhang (2019) no mercado dos Estados Unidos, onde foi verificada a existência de causalidade não-linear entre as variáveis. Dessa forma, entendeu-se que os modelos de causalidade não-linear podem não ser adequados para os mercados emergentes investigados, destacando-se a importância de adaptar as metodologias às características específicas de cada mercado.

Em geral, os resultados destacaram que, nos mercados emergentes da América Latina, a incerteza na política econômica tem um papel preditivo significativo sobre o sentimento do investidor, mas o impacto desse sentimento nos retornos das estratégias de Factor Momentum não é estatisticamente significativo na maioria dos casos. Dessa forma, é importante considerar que as metodologias e os períodos de análise podem influenciar esses resultados, sugerindo a necessidade de estudos adicionais para compreender melhor essas dinâmicas.

Para a investigação do momento do fator em Cenários de Alta, Média e Baixa incertezas, a análise da relação entre o EPU e os retornos das estratégias de FMOM revelou que os coeficientes de EPU foram estatisticamente significativos em todos os países, com coeficiente de determinação mais altos nos portfólios (1-1), sinalizando que a incerteza política afeta os retornos das estratégias de *Factor Momentum* de forma consistente em todos os níveis de incerteza.

Com os portfólios (12-1), o coeficiente do EPU permaneceu significativo apenas no Chile, enquanto em outros países a significância diminuiu. Com relação à incerteza moderada (Mild), nenhum país apresentou coeficiente de EPU significativo, indicando que a inclusão do intercepto reduz a capacidade explicativa do EPU sobre os retornos FMOM. Isso ficou ainda mais evidente com o coeficiente de determinação menor do que visto no portfólios (1-1). Portanto, as evidências apontam que, nos portfólios (1-1), a incerteza econômica teve um impacto mais imediato e significativo nos retornos FMOM, com coeficientes mais altos e significativos, indicando que os investidores reagem rapidamente às mudanças na incerteza política. Do mesmo modo, com os portfólios (12-1), os retornos FMOM foram menores em períodos de alta incerteza, mas ainda significativos. Dessa forma, compreende-se que o impacto da incerteza tende a ser suavizado ao longo do tempo, ou seja, para horizontes de investimento mais longos, os efeitos da incerteza foram menos pronunciados.

Ao estender essa análise por grupos específicos de anomalias, ficou evidente que a incerteza exerce uma influência significativa sobre os retornos das estratégias de *Factor Momentum* em diferentes cenários, nos diferentes níveis de incerteza (alta, média, baixa) em

portfólios por grupos de anomalias e em vários países os resultados foram consistentes, com os coeficientes estatisticamente significativos em todos os casos, indicando uma relação robusta entre a incerteza política e os retornos dessas estratégias. Nesse sentido, os coeficientes mais elevados em períodos de maior incerteza sugeriram que os retornos dos portfólios foram mais sensíveis ao EPU durante esses períodos. Além disso, a anomalia de momento pareceu ser mais impactada pelo EPU na maioria dos países, apresentando coeficientes de determinação mais elevados, especialmente no México e no Peru.

Ao complementar essas análises com base no inserção dos modelos fatoriais para controle dos fatores dos riscos, os interceptos (representando retornos anormais não explicados pelos modelos) foram estatisticamente significativos em todos os países e modelos, sugerindo que as estratégias de FMOM geraram retornos anormais consistentes ao longo do tempo. Entretanto, o coeficiente do EPU não mostrou um impacto significativo nos retornos das estratégias FMOM na maioria dos países estudados. Apenas no Chile, o impacto foi positivo, embora com pouca magnitude.

Estudos anteriores em mercados desenvolvidos sugeriram que a incerteza política pode ter um impacto negativo nos retornos das ações, mas esses resultados variam em mercados emergentes devido a múltiplos fatores de risco. Os mercados emergentes da América Latina podem ter outras fontes de risco mais preponderantes, como risco cambial e volatilidade macroeconômica, que diluem o impacto direto da incerteza política (EPU) nas estratégias de momento do fator.

Adicionalmente, as estratégias de FMOM parecem ser mais eficazes em horizontes temporais mais curtos (1-1), capturando ineficiências de mercado que podem ser mais pronunciadas nesses períodos. Para horizontes mais longos (12-1), a eficácia das estratégias FMOM pode diminuir, devido à correção de ineficiências de mercado ao longo do tempo. Portanto, de modo geral, os resultados não corroboraram a hipótese de que a EPU tem um impacto significativo e negativo nas estratégias de FMOM nos mercados emergentes da América Latina, exceto no Chile em determinadas circunstâncias. Outros fatores de risco e características específicas dos mercados emergentes parecem ter mais influência sobre os retornos das estratégias FMOM do que a incerteza política. Essa análise mostra a complexidade das interações entre fatores econômicos e estratégias de investimento, especialmente em contextos de mercados emergentes com diferentes dinâmicas e riscos.

Assim, com base nesses elementos, as evidências sinalizaram que a Hipótese 3 não pode

ser confirmada em todos os países emergentes da América Latina que foram estudados. Apenas no mercado chileno, foi observado que o EPU influencia negativamente o retorno das estratégias de *Factor Momentum*. Portanto, a influência do EPU nos retornos das estratégias FMOM parece variar de acordo com as características específicas de cada mercado e período. Entretanto, é importante enfatizar que os resultados foram obtidos a partir de um período específico e podem variar ao longo do tempo e em diferentes condições de mercado. Além disso, outros fatores não abordados na análise também podem influenciar os retornos das estratégias FMOM nesses mercados.

Diante do exposto, pode-se concluir que a proposição da tese considerando que *Factor Momentum* das anomalias em mercados emergentes é afetado pelo sentimento do investidor e pela Incerteza na Política Econômica foi parcialmente confirmada. Na primeira abordagem, que investigou a existência das anomalias e como elas foram impactadas pelo sentimento do investidor ajustado à incerteza, restou evidente que a confirmação das anomalias torna-se menos latente quando o SIEF foi ajustado por meio do EPU. Assim, confirmando a não rejeição da Hipótese 1. Na segunda abordagem, a Hipótese 2 não foi totalmente confirmada, de modo que não se verificaram indícios suficiente para confirmar se o *Factor Momentum* é impactado positivamente pelo sentimento do investidor. Portanto, rejeitou-se a Hipótese 2. Por fim, observaram-se mudanças nos retornos dos momentos dos fatores a partir da inclusão da incerza nos modelos de precificação, indicando evidências favoráveis à não rejeição da Hipótese 3.

A tese apresentou argumentos elucidativos em termos de novas evidências empíricas sobre a aplicabilidade dos fatores em contexto diverso do mercado norte-americano. Além disso, acrescentou-se que, nesses países, não somente o sentimento do investidor tem capacidade de influenciar esses retornos, mas também as política econômicas dos governos locais tendem a mudar o cenário de incertezas, afetando o comportamento do investidor e refletindo no movimento de preços dos título.

Assim, em termos práticos, os resultados sinalizam que nem todas as anomalias são passíveis de definição de estratégias rentáveis nesses mercados. Algumas delas não se sustentam em termos de existência, não revelando retornos anormais em simples testes de magnitude dos alfas serem diferentes de zero, mesmo mesmo depois do controle do sentimento do investidor. A inclusão da EPU como variável explicativa nos modelos de precificação mostrou que a incerteza pode ser um fator relevante para explicar o comportamento das anomalias de mercado. Ignorar esse fator pode levar a previsões de retorno imprecisas e expectativas de ganho ilusórias.

Adicionalmente, ao evidenciar a persistência dos retornos dos fatores após períodos de desempenho positivo, pode sugerir aos investidores a oportunidades de otimizar suas estratégias de alocação de ativos em mercados emergentes focando em fatores que demonstraram persistência positiva após retornos anteriores favoráveis. Estratégias de investimento que consideram o histórico de retornos de fatores específicos podem resultar em desempenho superior. Por outro lado, a observação de que fatores como INV e CES apresentaram autocorrelação negativa sugere que retornos negativos em um período podem prever retornos positivos subsequentes. Isso pode ser incorporado nas ferramentas de análise de risco e previsão, ajudando os investidores a se prepararem para reversões de mercado. Finalmente, a pesquisa sugere aos investidores a necessidade de se considerar horizontes temporais mais curtos para estratégias de *Factor Momentum*, especialmente em períodos de alta incerteza econômica.

Apesar desses resultados, deve-se reconhecer as limitações impostas ao desenvolvimento deste estudo. Em termos gerais, enfrentou-se a limitação de dados que culminou numa amostra reduzida em alguns países, como a Colômbia, onde foi possível identificar apenas 15 empresas. Adicionalmente, o período de análise foi bastante curto, limitando-se ao intervalo 2010 a 2022. Finalmente, em termos de variáveis, poderia ter sido utilizado outros conjuntos de anomalias e fatores, bem como modificar a *proxy* de sentimento para nível agregado e a *proxy* incerteza para variáveis macroeconômicas.

Com base nessas limitações, pode-se definir novas abordagens de pesquisas a serem desenvolvidas em etapas seguintes. A princípio, sugere-se modificar a construção do momento do fator, que nesta tese foi estimado para cada anomalia, para ser determinado por meio de análise de componentes principais, reduzindo a dimensionalidade de um amplo conjunto de anomalias a fator capaz de representar o *Factor Momentum* dessas anomalias. Em seguida, propõe-se aprofundar o estudo em país específico, considerando um período mais abrangente, no qual seja possível controlar os eventos de crise e de incertezas mais pontuais de cada realidade. Por fim, sugere-se melhorar a *proxy* de sentimento retirando-se a influência que a incerteza da política econômica pode ocasionar na comportamento do investidor em relação ao mercado de ações de cada país. Com isso, gerar um índice de sentimento sem os componentes específicos dessas incertezas.

Em conclusão, esta tese contribuiu para a compreensão da complexa relação entre incerteza da política econômica, sentimento do investidor e o retornos das estratégias de *Factor Momentum* em mercados emergentes da América Latina. Estes achados, embora envoltos por

diversas limitações, oferecem uma base teórica e metodológica para futuras investigações e possibilidade de aplicações práticas em estratégias de investimentos definidas com base no entendimento da relação entre sentimento e incerteza no contexto das anomalias do mercado financeiro desses países emergentes.

## REFERÊNCIAS

- ABARBANELL, J. S.; BERNARD, V. L. Tests of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 3, p. 1181–1207, 1992.
- ABID, A. Economic policy uncertainty and exchange rates in emerging markets: Short and long runs evidence. **Finance Research Letters**, v. 37, p. 101378, 2020.
- ABOODY, D.; EVEN-TOV, O.; LEHAVY, R.; TRUEMAN, B. Overnight Returns and Firm-Specific Investor Sentiment. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 53, n. 2, p. 485–505, 2018.
- ABOURA, S.; ARISOY, Y. E. Does aggregate uncertainty explain size and value anomalies? **Applied Economics**, v. 49, n. 32, p. 3214–3230, 2017.
- ADDOUM, J. M.; DELIKOURAS, S.; KE, D.; KUMAR, A. Underreaction to Political Information and Price Momentum. **Financial Management**, v. 48, n. 3, p. 773–804, 2019.
- AKBARI, A.; NG, L.; SOLNIK, B. Emerging markets are catching up: Economic or financial integration? **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 55, n. 7, p. 2270–2303, 2020.
- AL-KHAZALI, O.; MIRZAEI, A. Stock market anomalies, market efficiency and the adaptive market hypothesis: Evidence from Islamic stock indices. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 51, p. 190–208, 2017.
- ALLEN, L.; BALI, T. G.; TANG, Y. Does Systemic Risk in the Financial Sector Predict Future Economic Downturns? **The Review of Financial Studies**, v. 25, n. 10, p. 3000–3036, 2012.
- AL-THAQEB, S. A.; ALGHARABALI, B. G. Economic policy uncertainty: A literature review. **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 20, p. e00133, 2019.
- ANDERSON, E. W.; GHYSELS, E.; JUERGENS, J. L. The impact of risk and uncertainty on expected returns. **Journal of Financial Economics**, v. 94, n. 2, p. 233–263, 2009.
- ANDRES-ESCAIOLA, E.; GHIRELLI, C.; MOLINA, L.; PÉREZ, J. J.; VIDAL MUÑOZ, E. Using Newspapers for Textual Indicators: Which and How Many? 2022.
- ANTONIOU, C.; DOUKAS, J. A.; SUBRAHMANYAM, A. Investor sentiment and price momentum. **SSRN eLibrary**, 2010.
- ANTONIOU, C.; DOUKAS, J. A.; SUBRAHMANYAM, A. Cognitive Dissonance, Sentiment, and Momentum. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 48, n. 1, p. 245–275, 2013.
- ANTONIOU, C.; DOUKAS, J. A.; SUBRAHMANYAM, A. Investor Sentiment, Beta, and the Cost of Equity Capital. **Management Science**, v. 62, n. 2, p. 347–367, 2016.
- ARAÚJO, R. C. DA C.; MACHADO, M. A. V. Book-to-Market Ratio, return on equity and Brazilian Stock Returns. **RAUSP Management Journal**, v. 53, p. 324–344, 2018.
- ARAÚJO, R. C. DA C.; MACHADO, M. A. V.; MARTINS, V. G. Anomalias no Mercado de

Capitais Brasileiro: Um Estudo sobre os Efeitos Tamanho e Book-to-Market sob a Perspectiva da Abordagem Fundamentalista. **Base Revista de Administração e Contabilidade da UNISINOS**, v. 16, n. 1, p. 106140, 2019.

ARNOTT, R. D.; KALESNIK, V.; LINNAINMAA, J. T. Factor Momentum. **The Review of Financial Studies**, v. 36, n. 8, p. 3034–3070, 2023.

ASHOUR, S.; HAO, G. Q.; HARPER, A. Investor sentiment, style investing, and momentum. **Journal of Financial Markets**, v. 62, p. 100755, 2023.

ASNESS, C. S.; FRAZZINI, A.; PEDERSEN, L. H. Low-Risk Investing without Industry Bets. **Financial Analysts Journal**, v. 70, n. 4, p. 24–41, 2014.

ASNESS, C. S.; MOSKOWITZ, T. J.; PEDERSEN, L. H. Value and Momentum Everywhere. **The Journal of Finance**, v. 68, n. 3, p. 929–985, 2013.

ATILGAN, Y.; DEMIRTAS, K. O.; GUNAYDIN, A. D. Predicting Equity Returns in Emerging Markets. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 57, n. 13, p. 3721–3738, 2021.

ATILGAN, Y.; DEMIRTAS, K. O.; SIMSEK, K. D. Studies of Equity Returns in Emerging Markets: A Literature Review. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 51, n. 4, p. 757–773, 2015.

AVRAMOV, D.; CHENG, S.; HAMEED, A. Time-Varying Liquidity and Momentum Profits. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 51, n. 6, p. 1897–1923, 2016.

AVRAMOV, D.; CHENG, S.; SCHREIBER, A.; SHEMER, K. Scaling up market anomalies. **The Journal of Investing**, v. 26, n. 3, p. 89105, 2018.

BADHANI, K. N.; KUMAR, A.; VO, X. V.; TAYDE, M. Do institutional investors perform better in emerging markets? **International Review of Economics & Finance**, v. 86, p. 1041–1056, 2023.

BAKER, M.; STEIN, J. C. Market liquidity as a sentiment indicator. **Journal of Financial Markets**, v. 7, n. 3, p. 271–299, 2004.

BAKER, M.; WURGLER, J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 4, p. 1645–1680, 2006.

BAKER, M.; WURGLER, J. Investor Sentiment in the Stock Market. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 2, p. 129–152, 2007.

BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring Economic Policy Uncertainty. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.

BALL, R. Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. **Journal of Financial Economics**, v. 6, n. 2, p. 103–126, 1978.

BALL, R.; GERAKOS, J.; LINNAINMAA, J. T.; NIKOLAEV, V. Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 121, n. 1, p. 28–45, 2016.

BALL, R.; GERAKOS, J.; LINNAINMAA, J. T.; NIKOLAEV, V. V. Deflating profitability. **Journal of Financial Economics**, v. 117, n. 2, p. 225–248, 2015.

BALLANTINE, J. W.; CLEVELAND, F. W.; KOELLER, C. T. Profitability, uncertainty, and firm size. **Small Business Economics**, v. 5, p. 87–100, 1993.

- BALTZER, M.; JANK, S.; SMAJLBEGOVIC, E. Who trades on momentum? **Journal of Financial Markets**, v. 42, p. 56–74, 2019.
- BANSAL, R.; KHATCHATRIAN, V.; YARON, A. Interpretable asset markets? **European Economic Review**, v. 49, n. 3, p. 531–560, 2005.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3–18, 1981.
- BARBER, B. M.; ODEAN, T.; ZHU, N. Do Retail Trades Move Markets? **The Review of Financial Studies**, v. 22, n. 1, p. 151–186, 2009.
- BARBERIS, N.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. A model of investor sentiment. **Journal of Financial Economics**, v. 49, n. 3, p. 307–343, 1998.
- BARROSO, P.; SANTA-CLARA, P. Momentum has its moments. **Journal of Financial Economics**, v. 116, n. 1, p. 111–120, 2015.
- BARTRAM, S. M.; GRINBLATT, M. Agnostic fundamental analysis works. **Journal of Financial Economics**, v. 128, n. 1, p. 125–147, 2018.
- BARTRAM, S. M.; GRINBLATT, M. Global market inefficiencies. **JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS**, v. 139, n. 1, p. 234–259, 2021.
- BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 3, p. 663–682, 1977.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Research in emerging markets finance: looking to the future. **Emerging Markets Review**, v. 3, n. 4, p. 429–448, 2002.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Emerging markets finance. **Journal of Empirical Finance**, Emerging Markets S.I. v. 10, n. 1, p. 3–55, 2003.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; MONDINO, T. Emerging equity markets in a globalized world. **Emerging Markets Review**, p. 101034, 2023.
- BEN-REPHAEL, A.; KANDEL, S.; WOHL, A. Measuring investor sentiment with mutual fund flows. **Journal of Financial Economics**, Special Issue on Investor Sentiment. v. 104, n. 2, p. 363–382, 2012.
- BERARDI, M. Uncertainty and sentiments in asset prices. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 202, p. 498–516, 2022.
- BERGGRUN, L.; CARDONA, E.; LIZARZABURU, E. Profitability of momentum strategies in Latin America. **International Review of Financial Analysis**, v. 70, p. 101502, 2020.
- BERGGRUN, L.; CARDONA, E.; LIZARZABURU, E. R. Evaluating Asset Pricing Anomalies: Evidence from Latin America. **Available at SSRN 4418759**, 2023.
- BERGGRUN, L.; RAUSCH, O. Momentum in the Colombian Stock Market. **Latin American Business Review**, v. 12, n. 1, p. 1–23, 2011.
- BERGMAN, N. K.; ROYCHOWDHURY, S. Investor Sentiment and Corporate Disclosure. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 5, p. 1057–1083, 2008.
- BERK, J. B.; GREEN, R. C.; NAIK, V. Optimal Investment, Growth Options, and Security

- Returns. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 5, p. 1553–1607, 1999.
- BERKMAN, H.; KOCH, P. D.; TUTTLE, L.; ZHANG, Y. J. Paying Attention: Overnight Returns and the Hidden Cost of Buying at the Open. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 47, n. 4, p. 715–741, 2012.
- BERNARD, V. L.; THOMAS, J. K. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 13, n. 4, p. 305–340, 1990.
- BIANCHI, R. J.; DREW, M. E.; FAN, J. H. Commodities momentum: A behavioral perspective. **Journal of Banking & Finance**, v. 72, p. 133–150, 2016.
- BIRD, R.; CHOI, D. F. S.; YEUNG, D. Market uncertainty, market sentiment, and the post-earnings announcement drift. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 43, n. 1, p. 45–73, 2014.
- BIRRU, J.; YOUNG, T. Sentiment and uncertainty. **Journal of Financial Economics**, v. 146, n. 3, p. 1148–1169, 2022.
- BITENCOURT, W. A.; IQUIAPAZA, R. A. A incerteza da política econômica, sentimento e o desempenho do mercado de ações brasileiro. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 35, n. 94, p. e1877–e1877, 2024.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: Some empirical tests. Em: JENSEN, M. C. (Ed.). **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York: Praeger, 1972.
- BLITZ, D.; HANAUER, M. X.; VIDOJEVIC, M. The idiosyncratic momentum anomaly. **International Review of Economics & Finance**, v. 69, p. 932–957, 2020.
- BLITZ, D.; HUIJ, J.; MARTENS, M. Residual momentum. **Journal of Empirical Finance**, v. 18, n. 3, p. 506–521, 2011.
- BONOMO, M.; DALL'AGNOL, I. Retornos anormais e estratégias contrárias. **Brazilian Review of Finance**, v. 1, n. 2, p. 165–215, 2003.
- BORGHESI, R.; CHANG, K. Economic policy uncertainty and firm value: the mediating role of intangible assets and R&D. **Applied Economics Letters**, v. 27, n. 13, p. 1087–1090, 2020.
- BOSSAERTS, P.; GHIRARDATO, P.; GUARNASCHELLI, S.; ZAME, W. R. Ambiguity in asset markets: Theory and experiment. **The Review of Financial Studies**, v. 23, n. 4, p. 1325–1359, 2010.
- BOYA, C. M. From efficient markets to adaptive markets: Evidence from the French stock exchange. **Research in International Business and Finance**, v. 49, p. 156–165, 2019.
- BRADLEY, D.; PANTZALIS, C.; YUAN, X. Policy risk, corporate political strategies, and the cost of debt. **Journal of Corporate Finance**, v. 40, p. 254–275, 2016.
- BROGAARD, J.; DETZEL, A. The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty. **Management Science**, v. 61, n. 1, p. 3–18, 2015.
- BROWN, G. W.; CLIFF, M. T. Investor sentiment and the near-term stock market. **Journal of Empirical Finance**, v. 11, n. 1, p. 1–27, 2004.
- BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Mercados eficientes, CAPM e anomalias: uma análise das ações

negociadas na bovespa (1988-1996). **Anais do III SemeAd-Seminários de Administração da FEA/USP**, 1998.

BUCKLEY, W. S.; LONG, H. A discontinuous mispricing model under asymmetric information. **European Journal of Operational Research**, v. 243, n. 3, p. 944–955, 2015.

CAKICI, N.; FABOZZI, F. J.; TAN, S. Size, value, and momentum in emerging market stock returns. **Emerging Markets Review**, v. 16, p. 46–65, 2013.

CAKICI, N.; TANG, Y.; YAN, A. Do the size, value, and momentum factors drive stock returns in emerging markets? **Journal of International Money and Finance**, SI - Tribute Jim Lothian. v. 69, p. 179–204, 2016.

CAMPBELL, J. Y. Understanding risk and return. **Journal of Political economy**, v. 104, n. 2, p. 298–345, 1996.

CAMPBELL, J. Y. Asset Pricing at the Millennium. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 4, p. 1515–1567, 2000.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C.; WHITELAW, R. F. The Econometrics of Financial Markets. **Macroeconomic Dynamics**, v. 2, n. 4, p. 559–562, 1998.

CAMPO, A. F. P. Carteras colectivas en Colombia y las herramientas de medición para la generación de valor. **Revista Civilizar de Empresa y Economía**, v. 3, n. 6, p. 107–125, 2012.

CAMPOS, O. V.; LAMOUNIER, W. M.; BRESSAN, V. G. F. Retornos das ações e o lucro: Avaliação da relevância da informação contábil. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 6, n. 16, p. 20–38, 2012.

CAO, H. H.; WANG, T.; ZHANG, H. H. Model Uncertainty, Limited Market Participation, and Asset Prices. **The Review of Financial Studies**, v. 18, n. 4, p. 1219–1251, 2005.

CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57–82, 1997.

CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 90, n. 2, p. 316–325, 2013.

CARRIERI, F.; CHAIEB, I.; ERRUNZA, V. Do Implicit Barriers Matter for Globalization? **The Review of Financial Studies**, v. 26, n. 7, p. 1694–1739, 2013.

CARVALHO, G. A. DE; AMARAL, H. F.; PINHEIRO, J. L.; CORREIA, L. F. Precificação de anomalias através de modelos fatoriais: um teste em mercados da América Latina. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 32, p. 492–509, 2021.

CEDERBURG, S.; O'DOHERTY, M. S. Asset-pricing anomalies at the firm level. **Journal of Econometrics**, v. 186, n. 1, p. 113–128, 2015.

CERDA, R.; SILVA, Á.; VALENTE, J. T. Impact of economic uncertainty in a small open economy: the case of Chile. **Applied Economics**, v. 50, n. 26, p. 2894–2908, 2018.

CEVIK, E.; KIRCI ALTINKESKI, B.; CEVIK, E. I.; DIBOGLU, S. Investor sentiments and stock markets during the COVID-19 pandemic. **Financial Innovation**, v. 8, n. 1, p. 69, 2022.

CHAN, K. F.; GRAY, P.; GRAY, S.; ZHONG, A. Political uncertainty, market anomalies and presidential honeymoons. **Journal of Banking & Finance**, v. 113, p. 105749, 2020.

- CHAN, L. K. C.; HAMAQ, Y.; LAKONISHOK, J. Fundamentals and Stock Returns in Japan. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1739–1764, 1991.
- CHAN, L. K. C.; JEGADEESH, N.; LAKONISHOK, J. Evaluating the performance of value versus glamour stocks The impact of selection bias. **Journal of Financial Economics**, v. 38, n. 3, p. 269–296, 1995.
- CHAN, L. K. C.; LAKONISHOK, J. Value and Growth Investing: Review and Update. **Financial Analysts Journal**, v. 60, n. 1, p. 71–86, 2004.
- CHANG, R. P.; KO, K.-C.; NAKANO, S.; RHEE, S. G. Residual momentum in Japan. **Journal of Empirical Finance**, v. 45, p. 283–299, 2018.
- CHAREF, F.; AYACHI, F. Non-linear causality between exchange rates, inflation, interest rate differential and terms of trade in Tunisia. **African Journal of Economic and Management Studies**, v. 9, n. 3, p. 274–289, 2018.
- CHEEMA, M. A.; NARTEA, G. V. Momentum returns and information uncertainty: Evidence from China. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 30, p. 173–188, 2014.
- CHEN, A. Y.; VELIKOV, M. Zeroing In on the Expected Returns of Anomalies. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 58, n. 3, p. 968–1004, 2023.
- CHEN, J.; JIANG, F.; TONG, G. Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns. **Accounting & Finance**, v. 57, n. 5, p. 1265–1286, 2017.
- CHONG, T. T.-L.; NG, W.-K. Technical analysis and the London stock exchange: testing the MACD and RSI rules using the FT30. **Applied Economics Letters**, v. 15, n. 14, p. 1111–1114, 2008.
- CHORDIA, T.; SHIVAKUMAR, L. Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 2, p. 985–1019, 2002a.
- CHORDIA, T.; SHIVAKUMAR, L. Momentum, business cycle, and time-varying expected returns. **The journal of Finance**, v. 57, n. 2, p. 985–1019, 2002b.
- CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A.; TONG, Q. Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity? **Journal of Accounting and Economics**, v. 58, n. 1, p. 41–58, 2014.
- CHUANG, W.-I.; LIU, H.-H.; SUSMEL, R. The bivariate GARCH approach to investigating the relation between stock returns, trading volume, and return volatility. **Global Finance Journal**, v. 23, n. 1, p. 1–15, 2012.
- CHUI, A. C. W.; TITMAN, S.; WEI, K. C. J. Individualism and Momentum around the World. **The Journal of Finance**, v. 65, n. 1, p. 361–392, 2010.
- COHEN, R. B.; GOMPERS, P. A.; VUOLTEENAHQ, T. Who underreacts to cash-flow news? evidence from trading between individuals and institutions. **Journal of Financial Economics**, Limits on Arbitrage. v. 66, n. 2, p. 409–462, 2002.
- COOPER, M. J.; GULEN, H.; SCHILL, M. J. Asset growth and the cross-section of stock returns. **the Journal of Finance**, v. 63, n. 4, p. 1609–1651, 2008.
- COOPER, M. J.; GUTIERREZ JR., R. C.; HAMEED, A. Market States and Momentum. **The Journal of Finance**, v. 59, n. 3, p. 1345–1365, 2004.

- CORDEIRO, R. A.; MACHADO, M. A. V. Estratégia de Valor ou de Crescimento? Evidências Empíricas no Brasil. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 15, p. 91–111, 2013.
- CORNELLI, F.; GOLDREICH, D.; LJUNGQVIST, A. Investor Sentiment and Pre-IPO Markets. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 3, p. 1187–1216, 2006.
- CORRÊA, A. C. C.; NETO, A. A.; LIMA, F. G. Os indicadores financeiros tradicionais explicam a geração de valor no Brasil? Um estudo empírico com empresas não financeiras de capital aberto. **Práticas em Contabilidade e Gestão**, v. 1, n. 1, 2013.
- DAKHLAOUI, I.; ALOUI, C. The interactive relationship between the US economic policy uncertainty and BRIC stock markets. **International Economics**, v. 146, p. 141–157, 2016.
- DANIEL, K. D.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 3, p. 921–965, 2001.
- DANIEL, K.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p. 1839–1885, 1998.
- DANIEL, K.; HIRSHLEIFER, D.; SUN, L. Short- and Long-Horizon Behavioral Factors. **The Review of Financial Studies**, v. 33, n. 4, p. 1673–1736, 2020.
- DANIEL, K.; MOSKOWITZ, T. J. Momentum crashes. **Journal of Financial Economics**, v. 122, n. 2, p. 221–247, 2016.
- DANIEL, K.; TITMAN, S. Market Efficiency in an Irrational World. **Financial Analysts Journal**, v. 55, n. 6, p. 28–40, 1999.
- DATAR, V. T.; Y. NAIK, N.; RADCLIFFE, R. Liquidity and stock returns: An alternative test. **Journal of Financial Markets**, v. 1, n. 2, p. 203–219, 1998.
- DAVIDSON, S. N. Interdependence or contagion: A model switching approach with a focus on Latin America. **Economic Modelling**, v. 85, p. 166–197, 2020.
- DE BONDT, W. F. M.; THALER, R. Does the Stock Market Overreact? **The Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 793–805, 1985.
- DE LONG, J. B.; SHLEIFER, A.; SUMMERS, L. H.; WALDMANN, R. J. Noise Trader Risk in Financial Markets. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 4, p. 703–738, 1990.
- DECHOW, P. M. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. **Journal of Accounting and Economics**, v. 18, n. 1, p. 3–42, 1994.
- DENNIS, P.; MAYHEW, S. Risk-Neutral Skewness: Evidence from Stock Options. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 37, n. 3, p. 471–493, 2002.
- DETZEL, A.; NOVY-MARX, R.; VELIKOV, M. Model Comparison with Transaction Costs. **The Journal of Finance**, v. 78, n. 3, p. 1743–1775, 2023.
- DIAS, R.; HELIODORO, P.; TEIXEIRA, N.; GODINHO, T. Testing the weak form of efficient market hypothesis: Empirical evidence from equity markets. **International Journal of Accounting, Finance and Risk Management**, v. 5, n. 1, p. 40, 2020.
- DIAZ-RUIZ, P.; HERRERIAS, R.; VASQUEZ, A. Anomalies in emerging markets: The case of Mexico. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 53, 2020.
- DIKS, C.; PANCHENKO, V. A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger

causality testing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 30, n. 9-10, p. 1647–1669, 2006.

DONG, S.; ZHENG, J.; JIA, H.; ZHANG, Z. Impact of capital market internationalization on stock markets: Evidence from the inclusion of China A-shares in the MSCI Emerging Markets Index. **Research in International Business and Finance**, v. 66, p. 101989, 2023.

DREMAN, D.; JOHNSON, S.; MACGREGOR, D.; SLOVIC, P. A Report on the March 2001 Investor Sentiment Survey. **Journal of Psychology and Financial Markets**, v. 2, n. 3, p. 126–134, 2001.

EHSANI, S.; LINNAINMAA, J. T. Factor Momentum and the Momentum Factor. **The Journal of Finance**, v. 77, n. 3, p. 1877–1919, 2022.

ELLSBERG, D. Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 75, n. 4, p. 643–669, 1961.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BUSSE, J. A. Do Investors Care about Sentiment? **The Journal of Business**, v. 71, n. 4, p. 477–500, 1998.

ERGIN, H.; GUL, F. A theory of subjective compound lotteries. **Journal of Economic Theory**, v. 144, n. 3, p. 899–929, 2009.

ESPAÑA, B. DE. **EPU indexes for the main Latin American countries**, 2022. Disponible em: <https://www.bde.es/wbe/en/areas-actuacion/analisis-e-investigacion/america-latina/contenidos/publicaciones-latinoamerica/indices-de-incertidumbre-de-la-politica-economica--epu--para-los-principales-paises-de-america-latina-y-espana.html>.

FALCK, A.; REJ, A.; THESMAR, D. Is factor momentum greater than stock momentum? **Journal of Investment Strategies**, 2022.

FAMA, E. F. The Behavior of Stock-Market Prices. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34–105, 1965.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383–417, 1970.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575–1617, 1991.

FAMA, E. F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. **Journal of financial economics**, v. 49, n. 3, p. 283–306, 1998.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427–465, 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3–56, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55–84, 1996a.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The CAPM is Wanted, Dead or Alive. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 5, p. 1947–1958, 1996b.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Profitability, investment and average returns. **Journal of Financial Economics**, v. 82, n. 3, p. 491–518, 2006.

- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Dissecting Anomalies. **The Journal of Finance**, v. 63, n. 4, p. 1653–1678, 2008.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Size, value, and momentum in international stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 105, n. 3, p. 457–472, 2012.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 116, n. 1, p. 1–22, 2015.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model. **The Review of Financial Studies**, v. 29, n. 1, p. 69–103, 2016.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. International tests of a five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 123, n. 3, p. 441–463, 2017.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Choosing factors. **Journal of Financial Economics**, v. 128, n. 2, p. 234–252, 2018.
- FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607–636, 1973.
- FAN, J. P. H.; WEI, X. X., K. C. John and. Corporate finance and governance in emerging markets: A selective review and an agenda for future research. **Journal of Corporate Finance**, v. 17, n. 2, p. 207–214, 2011.
- FAN, M.; KEARNEY, F.; LI, Y.; LIU, J. Momentum and the Cross-section of Stock Volatility. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 144, p. 104524, 2022a.
- FAN, M.; LI, Y.; LIAO, M.; LIU, J. A reexamination of factor momentum: How strong is it? **Financial Review**, v. 57, n. 3, p. 585–615, 2022b.
- FARIA MACIEL, C.; FERNANDES AMARAL, H.; FERRAZ CORREIA, L.; MEDEIROS CAVALCANTI, J. M. Performance of the Fama-French five-factor model in the pricing of anomalies in the Brazilian market. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 18, n. 49, 2021.
- FENG, L.; SEASHOLES, M. S. Individual investors and gender similarities in an emerging stock market. **Pacific-Basin Finance Journal**, Behavioral Finance em Asia. v. 16, n. 1, p. 44–60, 2008.
- FLOEGEL, V.; SCHLAG, C.; ZUNFT, C. Momentum-Managed Equity Factors. **Journal of Banking & Finance**, v. 137, 2022.
- FONG, W. M.; WONG, W. K.; LEAN, H. H. International momentum strategies: a stochastic dominance approach. **Journal of Financial Markets**, v. 8, n. 1, p. 89–109, 2005.
- FORTUNATO, G.; MARTINS, N.; LAMARE BASTIAN-PINTO, C. DE. Global Economic Factors and the Latin American Stock Markets. **Latin American Business Review**, v. 21, n. 1, p. 61–91, 2020.
- FOSTER, G.; OLSEN, C.; SHEVLIN, T. Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. **The Accounting Review**, v. 59, n. 4, p. 574–603, 1984.
- FOYE, J. A comprehensive test of the Fama-French five-factor model in emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 37, p. 199–222, 2018.
- FRAZZINI, A.; LAMONT, O. A. Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of

- stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 88, n. 2, p. 299–322, 2008.
- FRAZZINI, A.; PEDERSEN, L. H. Betting against beta. **Journal of Financial Economics**, v. 111, n. 1, p. 1–25, 2014.
- FRENCH, J. J.; TABORDA, R. Disentangling the relationship between liquidity and returns in Latin America. **Global Finance Journal**, v. 36, p. 23–40, 2018.
- FU, J.; WU, X.; LIU, Y.; CHEN, R. Firm-specific investor sentiment and stock price crash risk. **Finance Research Letters**, v. 38, p. 101442, 2021.
- GAGLIOLO, F.; CARDULLO, G. Value stocks and growth stocks: A study of the Italian market. **International Journal of Economics and Financial Issues**, v. 10, n. 3, p. 7, 2020.
- GALAGEDERA, D. U. A. A review of capital asset pricing models. **Managerial Finance**, v. 33, n. 10, p. 821–832, 2007.
- GAO, Y.; GUO, B.; XIONG, X. Signed momentum in the Chinese stock market. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 68, p. 101433, 2021.
- GARCIA-FEIJOO, L.; JENSEN, G. R.; JENSEN, T. K. Momentum and funding conditions. **Journal of Banking & Finance**, v. 88, p. 312–329, 2018.
- GECZY, C. C.; SAMONOV, M. Two Centuries of Price-Return Momentum. **Financial Analysts Journal**, v. 72, n. 5, p. 32–56, 2016.
- GHANI, M.; GHANI, U. Economic policy uncertainty and emerging stock market volatility. **Asia-Pacific Financial Markets**, v. 31, n. 1, p. 165–181, 2024.
- GHARGHORI, P.; STRYJKOWSKI, S.; VEERARAGHAVAN, M. Value versus growth: Australian evidence. **Accounting & Finance**, v. 53, n. 2, p. 393–417, 2013.
- GHIRELLI, C.; PÉREZ, J. J.; URTASUN, A. The spillover effects of economic policy uncertainty in Latin America on the Spanish economy. **Latin American Journal of Central Banking**, v. 2, n. 2, p. 100029, 2021.
- GIBBONS, M. R.; ROSS, S. A.; SHANKEN, J. A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. **Econometrica**, v. 57, n. 5, p. 1121–1152, 1989.
- GOEL, G.; DASH, S. R.; MATA, M. N.; CALEIRO, A. B.; XAVIER RITA, J.; FILIPE, J. A. Economic Policy Uncertainty and Stock Return Momentum. **Journal of Risk and Financial Management**, v. 14, n. 4, p. 141, 2021.
- GONG, Y.; HE, Z.; XUE, W. EPU spillovers and stock return predictability: A cross-country study. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 78, p. 101556, 2022.
- GONZALEZ-SANCHEZ, M. Asset pricing models in emerging markets: Factorial approaches vs. information stochastic discount factor?. **Finance Research Letters**, v. 46, n. B, 2022.
- GOYAL, A.; WAHAL, S. Is Momentum an Echo? **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 50, n. 6, p. 1237–1267, 2015.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424–438, 1969.
- GRIFFIN, J. M.; JI, X.; MARTIN, J. S. Momentum Investing and Business Cycle Risk:

- Evidence from Pole to Pole. **The Journal of Finance**, v. 58, n. 6, p. 2515–2547, 2003.
- GROBYS, K.; KOLARI, J. W.; RUTANEN, J. Factor momentum, option-implied volatility scaling, and investor sentiment. **Journal of Asset Management**, v. 23, n. 2, p. 138–155, 2022.
- GROSSMAN, S. J.; STIGLITZ, J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 393–408, 1980.
- GU, M.; SUN, M.; WU, Y.; XU, W. Economic policy uncertainty and momentum. **Financial Management**, v. 50, n. 1, p. 237–259, 2021.
- GUIDOLIN, M.; RINALDI, F. Ambiguity in asset pricing and portfolio choice: a review of the literature. **Theory and Decision**, v. 74, n. 2, p. 183–217, 2013.
- GULEN, H.; ION, M. Policy uncertainty and corporate investment. **The Review of financial studies**, v. 29, n. 3, p. 523–564, 2016.
- GUPTA, T.; KELLY, B. Factor Momentum Everywhere. **The Journal of Portfolio Management**, v. 45, n. 3, p. 13–36, 2019.
- GUTIERREZ JR, R. C.; PRINSKY, C. A. Momentum, reversal, and the trading behaviors of institutions. **Journal of Financial Markets**, v. 10, n. 1, p. 48–75, 2007.
- HADDAD, V.; KOZAK, S.; SANTOSH, S. Factor Timing. **The Review of Financial Studies**, v. 33, n. 5, p. 1980–2018, 2020.
- HAESSEN, D.; HOUWELING, P.; ZUNDERT, J. VAN. Momentum spillover from stocks to corporate bonds. **Journal of Banking & Finance**, v. 79, p. 28–41, 2017.
- HAN, B.; HONG, D.; WARACHKA, M. Forecast Accuracy Uncertainty and Momentum. **Management Science**, v. 55, n. 6, p. 1035–1046, 2009.
- HAN, C.; SHI, Y. Chinese stock anomalies and investor sentiment. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 73, p. 101739, 2022.
- HAN, X.; LI, Y. Can investor sentiment be a momentum time-series predictor? Evidence from China. **Journal of Empirical Finance**, v. 42, p. 212–239, 2017.
- HAN, X.; SAKKAS, N.; DANBOLT, J.; ESHRAGHI, A. Persistence of investor sentiment and market mispricing. **Financial Review**, 2022.
- HANAUER, M. X.; LAUTERBACH, J. G. The cross-section of emerging market stock returns. **Emerging Markets Review**, v. 38, p. 265–286, 2019.
- HANAUER, M. X.; LINHART, M. Size, Value, and Momentum in Emerging Market Stock Returns: Integrated or Segmented Pricing? **Asia-Pacific Journal of Financial Studies**, v. 44, n. 2, p. 175–214, 2015.
- HARVEY, C. R.; LIU, Y.; ZHU, H. ... and the Cross-Section of Expected Returns. **The Review of Financial Studies**, v. 29, n. 1, p. 5–68, 2016.
- HAUGEN, R. A.; BAKER, N. L. Commonality in the determinants of expected stock returns. **Journal of financial economics**, v. 41, n. 3, p. 401–439, 1996.
- HENRÍQUEZ, E. M.; GÁLVEZ-GAMBOA, F. The effect of international economic policy uncertainty on Latin American financial markets. **Estudios Gerenciales**, v. 38, n. 165, p. 519–528, 2022.

- HIRSHLEIFER, D. Investor psychology and asset pricing. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 4, p. 1533–1597, 2001.
- HMAMOUCHE, Y. NlinTS: An R Package For Causality Detection in Time Series. **R J.**, v. 12, n. 1, p. 21, 2020.
- HOLLSTEIN, F. The world of anomalies: Smaller than we think? **Journal of International Money and Finance**, v. 129, p. 102741, 2022.
- HONG, H.; STEIN, J. C. A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 6, p. 2143–2184, 1999.
- HOU, K.; XUE, C.; ZHANG, L. Digesting Anomalies: An Investment Approach. **The Review of Financial Studies**, v. 28, n. 3, p. 650–705, 2015.
- HOU, K.; XUE, C.; ZHANG, L. Replicating Anomalies. **The Review of Financial Studies**, v. 33, n. 5, p. 2019–2133, 2020.
- HRIBAR, P.; MCINNIS, J. Investor Sentiment and Analysts' Earnings Forecast Errors. **Management Science**, v. 58, n. 2, p. 293–307, 2012.
- HUANG, D.; JIANG, F.; TU, J.; ZHOU, G. Investor Sentiment Aligned: A Powerful Predictor of Stock Returns. **The Review of Financial Studies**, v. 28, n. 3, p. 791–837, 2015.
- HUANG, D.; LI, J.; WANG, L.; ZHOU, G. Time series momentum: Is it there? **Journal of Financial Economics**, v. 135, n. 3, p. 774–794, 2020.
- HUANG, W.; LAI, K. K.; NAKAMORI, Y.; WANG, S. Forecasting foreign exchange rates with artificial neural networks: A review. **International Journal of Information Technology & Decision Making**, v. 3, n. 01, p. 145–165, 2004.
- HYDE, C. E. The Piotroski F-score: evidence from Australia. **Accounting & Finance**, v. 58, n. 2, p. 423–444, 2018.
- IHHARA, Y.; KATO, H. K.; TOKUNAGA, T. The winner–loser effect in Japanese stock returns. **Japan and the World Economy**, v. 16, n. 4, p. 471–485, 2004.
- JACOBS, H. What explains the dynamics of 100 anomalies? **Journal of Banking & Finance**, v. 57, p. 65–85, 2015.
- JACOBS, H. Market maturity and mispricing. **Journal of Financial Economics**, v. 122, n. 2, p. 270–287, 2016.
- JACOBS, H.; MÜLLER, S. Anomalies across the globe: Once public, no longer existent? **Journal of Financial Economics**, v. 135, n. 1, p. 213–230, 2020.
- JEGADEESH, N. Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 3, p. 881–898, 1990.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65–91, 1993.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 2, p. 699–720, 2001.
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Cross-Sectional and Time-Series Determinants of Momentum Returns. **The Review of Financial Studies**, v. 15, n. 1, p. 143–157, 2002.

- JENSEN, M. C. Some anomalous evidence regarding market efficiency. **Journal of Financial Economics**, v. 6, n. 2, p. 95–101, 1978.
- JOHNSON, T. C. Rational Momentum Effects. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 2, p. 585–608, 2002.
- JOSHIPURA, M.; WATS, S. Decoding momentum returns: an integrated bibliometric and content analysis approach. **Qualitative Research in Financial Markets**, v. 15, n. 2, p. 254–277, 2022.
- JOSTOVA, G.; NIKOLOVA, S.; PHILIPPOV, A.; STAHEL, C. W. Momentum in Corporate Bond Returns. **The Review of Financial Studies**, v. 26, n. 7, p. 1649–1693, 2013.
- JURADO, K.; LUDVIGSON, S. C.; NG, S. Measuring Uncertainty. **American Economic Review**, v. 105, n. 3, p. 1177–1216, 2015.
- KARANASOS, M.; YFANTI, S.; HUNTER, J. Emerging stock market volatility and economic fundamentals: the importance of US uncertainty spillovers, financial and health crises. **Annals of operations research**, v. 313, n. 2, p. 1077–1116, 2022.
- KEARNEY, C. Emerging markets research: Trends, issues and future directions. **Emerging Markets Review**, v. 13, n. 2, p. 159–183, 2012.
- KEENE, M. A.; PETERSON, D. R. The Importance of Liquidity as a Factor in Asset Pricing. **Journal of Financial Research**, v. 30, n. 1, p. 91–109, 2007.
- KELLY, B. T.; MOSKOWITZ, T. J.; PRUITT, S. Understanding momentum and reversal. **Journal of Financial Economics**, v. 140, n. 3, p. 726–743, 2021.
- KHAN, M. Conceptual foundations of capital market anomalies. **The Handbook of Equity Market Anomalies: Translating Market Inefficiencies into Effective Investment Strategies**, p. 121, 2012.
- KIM, B.; SUH, S. Sentiment-based momentum strategy. **International Review of Financial Analysis**, v. 58, p. 52–68, 2018.
- KIM, C. F.; PANTZALIS, C.; PARK, J. C. Political geography and stock returns: The value and risk implications of proximity to political power. **Journal of Financial Economics**, v. 106, n. 1, p. 196–228, 2012.
- KIM, K.; RYU, D.; YANG, H. Information uncertainty, investor sentiment, and analyst reports. **International Review of Financial Analysis**, v. 77, p. 101835, 2021.
- KIMURA, H. Aspectos comportamentais associados às reações do mercado de capitais. **RAE eletrônica**, v. 2, 2003.
- KNIGHT, F. H. **Risk, Uncertainty, and Profit**. Boston: Houghton Mifflin, 1921.
- KOESRINDARTOTO, D. P.; AARON, A.; YUSGIANTORO, I.; DHARMA, W. A.; ARROISI, A. Who moves the stock market in an emerging country – Institutional or retail investors? **Research in International Business and Finance**, v. 51, p. 101061, 2020.
- KOTHARI, S. P.; SHANKEN, J.; SLOAN, R. G. Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 1, p. 185–224, 1995.
- KOZAK, S.; NAGEL, S.; SANTOSH, S. Interpreting Factor Models. **The Journal of Finance**, v. 73, n. 3, p. 1183–1223, 2018.

- KUMAR, A.; LEE, C. M. C. Retail Investor Sentiment and Return Comovements. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 5, p. 2451–2486, 2006.
- KUMAR, S.; MADHAVAN, V.; SUREKA, R. The Journal of Emerging Market Finance: A Bibliometric Overview (2002-2019). **Journal of Emerging Market Finance**, v. 19, n. 3, p. 326–352, 2020.
- KWABI, F. O.; ADEGBITE, E.; EZEANI, E.; WONU, C.; MUMBI, H. Political uncertainty and stock market liquidity, size, and transaction cost: The role of institutional quality. **International Journal of Finance and Economics**, 2023.
- LAGOARDE-SEGOT, T.; LUCEY, B. M. Efficiency in emerging markets—Evidence from the MENA region. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 18, n. 1, p. 94–105, 2008.
- LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. **The Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541–1578, 1994.
- LEE, C. M. C.; SHLEIFER, A.; THALER, R. H. Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 1, p. 75–109, 1991.
- LEE, C. M. C.; SO, E. C. Alphanomics: The Informational Underpinnings of Market Efficiency. **Foundations and Trends® in Accounting**, v. 9, n. 2–3, p. 59–258, 2015.
- LEE, C.-C.; LEE, J.-D.; LEE, C.-C. Stock prices and the efficient market hypothesis: Evidence from a panel stationary test with structural breaks. **Japan and the World Economy**, v. 22, n. 1, p. 49–58, 2010.
- LEHMANN, B. N. Residual risk revisited. **Journal of Econometrics**, v. 45, n. 1, p. 71–97, 1990.
- LEIPPOLD, M.; YANG, H. The Anatomy of Factor Momentum. **Available at SSRN 3517888**, 2021.
- LEITE, A. L.; KLOTZLE, M. C.; FIGUEIREDO PINTO, A. C.; SILVA, A. F. DA. Size, value, profitability, and investment: Evidence from emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 36, p. 45–59, 2018.
- LENSINK, R.; STEEN, P. VAN; STERKEN, E. Uncertainty and Growth of the Firm. **Small Business Economics**, v. 24, p. 381–391, 2005.
- LESMOND, D. A.; SCHILL, M. J.; ZHOU, C. The illusory nature of momentum profits. **Journal of Financial Economics**, v. 71, n. 2, p. 349–380, 2004.
- LI, A.; LI, J. Analysis of moderator variable: Classification, expression and identification. **Application of Statistics and Management**, v. 27, n. 2, p. 257264, 2008.
- LI, J. The momentum and reversal effects of investor sentiment on stock prices. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 54, p. 101263, 2020.
- LI, X.; BALCILAR, M.; GUPTA, R.; CHANG, T. The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in China and India: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 52, n. 3, p. 674–689, 2016.
- LI, X.-M. New evidence on economic policy uncertainty and equity premium. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 46, p. 41–56, 2017.

- LI, X.; SHEN, D.; ZHANG, W. Do Chinese internet stock message boards convey firm-specific information? **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 49, p. 1–14, 2018.
- LI, Y.; LI, W. Firm-specific investor sentiment for the Chinese stock market. **Economic Modelling**, v. 97, p. 231–246, 2021.
- LI, Z.; WAN, Y.; WANG, T.; YU, M. Factor-timing in the Chinese factor zoo: The role of economic policy uncertainty. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 85, p. 101782, 2023.
- LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13–37, 1965.
- LIU, L.; ZHANG, T. Economic policy uncertainty and stock market volatility. **Finance Research Letters**, v. 15, p. 99–105, 2015.
- LIVNAT, J.; PETROVITS, C. Investor Sentiment, Post-Earnings Announcement Drift, and Accruals. **Journal of Applied Business & Economics**, v. 21, n. 8, 2019.
- LO, A. Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis. **Journal of Investment Consulting**, v. 7, 2005.
- LO, A. W. The Adaptive Markets Hypothesis. **The Journal of Portfolio Management**, v. 30, n. 5, p. 15–29, 2004.
- LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. **The review of financial studies**, v. 1, n. 1, p. 4166, 1988.
- LONDOÑO, C.; CUAN, Y. Modelos de precios de los activos: un ejercicio comparativo basado en redes neuronales aplicado al mercado de valores colombiano. **Lecturas de Economía**, n. 75, p. 59–87, 2011.
- MA, T.; LIAO, C.; JIANG, F. Factor momentum in the Chinese stock market. **Journal of Empirical Finance**, v. 75, p. 101458, 2024.
- MACHADO, M. A. V. **Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: Evidências empíricas do mercado acionário brasileiro**. Tese (Doutorado em Administração)—Brasília: Universidade de Brasília, 2009.
- MACHADO, M. A. V.; FAFF, R.; SILVA, S. C. DE S. E. Applicability of Investment and Profitability Effects in Asset Pricing Models. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 21, p. 851–874, 2017.
- MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. DE. Anomalias e retorno acionário: evidências empíricas do mercado brasileiro. **Revista de Administração FACES Journal**, v. 13, n. 2, p. 26–46, 2014.
- MALKIEL, B. G. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. **Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n. 1, p. 59–82, 2003.
- MANDACI, P. E.; TAŞKIN, F. D.; ERGÜN, Z. C. Adaptive market hypothesis. **International Journal of Economics and Business Administration**, v. 7, n. 4, p. 84101, 2019.
- MARKOWITZ, H. M. **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments**. New York, NY, USA: Yale University Press, 1959.

- MARSCHNER, P. F.; CERETTA, P. S. Sentimento do investidor, incerteza econômica e política monetária no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 32, p. 528–540, 2021.
- MARTINS, V. G.; MACHADO, M. A. V.; MONTE, P. A. DO. Accruals mispricing versus risk: Analyzing the influence of external monitoring in Brazil. **Journal of International Financial Management & Accounting**, v. 32, n. 3, p. 259–282, 2021.
- MARTINS, V. G.; MONTE, P. A. DO; MACHADO, M. A. V. Analysis of Risk and Mispricing Hypotheses of Accruals: Evidence from Brazil. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 21, p. 169–186, 2019.
- MCLEAN, R. D.; PONTIFF, J. Does Academic Research Destroy Stock Return Predictability? **The Journal of Finance**, v. 71, n. 1, p. 5–32, 2016.
- MCSI EMERGING MARKETS INDEXES. **Emerging Markets**, 2023. Disponível em: <https://www.msci.com/our-solutions/indexes/emerging-markets>. Acesso em: 10 jul. 2023.
- MERTON, R. C. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. **Econometrica**, v. 41, n. 5, p. 867–887, 1973.
- MOHAMMED, K. S.; OBEID, H.; OUESLATI, K.; KAABIA, O. Investor sentiments, economic policy uncertainty, US interest rates, and financial assets: Examining their interdependence over time. **Finance Research Letters**, v. 57, p. 104180, 2023.
- MOREIRA, J. C. C.; LIMA, G. A. S. F.; GÓIS, A. D. Effects of institutional factors on the accruals anomaly in Latin America. **Journal of International Accounting, Auditing and Taxation**, v. 36, p. 100269, 2019.
- MOSKOWITZ, T. J.; GRINBLATT, M. Do Industries Explain Momentum? **The Journal of Finance**, v. 54, n. 4, p. 1249–1290, 1999.
- MOSKOWITZ, T. J.; OOI, Y. H.; PEDERSEN, L. H. Time series momentum. **Journal of Financial Economics**, Special Issue on Investor Sentiment. v. 104, n. 2, p. 228–250, 2012.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.
- MUGA, L.; SANTAMARÍA, R. The momentum effect: omitted risk factors or investor behaviour? Evidence from the Spanish stock market. **Quantitative Finance**, v. 7, n. 6, p. 637–650, 2007a.
- MUGA, L.; SANTAMARÍA, R. The Momentum Effect in Latin American Emerging Markets. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 43, n. 4, p. 24–45, 2007b.
- MUÑOZ, D. M. C.; LEYTON, M. V. Evaluación de Factores De Riesgo con Influencia en los Retornos de los Activos de la Canasta Colcap en Colombia, 2009-2012. **Dimensión Empresarial**, v. 13, n. 1, p. 21–40, 2015.
- NARTEA, G. V.; BAI, H.; WU, J. Investor sentiment and the economic policy uncertainty premium. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 64, 2020.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. **International Economic Review**, v. 28, n. 3, p. 777–787, 1987.
- NG, C. C. A.; SHEN, J. Screen winners from losers using simple fundamental analysis in the Pacific-Basin stock markets. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 39, p. 159–177, 2016.

- NG, C. C. A.; SHEN, J. Quality investing in Asian stock markets. **Accounting & Finance**, v. 60, n. 3, p. 3033–3064, 2020.
- NGUYEN, H. M.; LE, Q. T.-T.; HO, C. M.; NGUYEN, T. C.; VO, D. H. Does financial development matter for economic growth in the emerging markets? **Borsa Istanbul Review**, v. 22, n. 4, p. 688–698, 2022.
- NODA, R. F.; MARTELANC, R.; KAYO, E. K. O Fator de Risco Lucro/Preço em Modelos de Precificação de Ativos Financeiros. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 27, p. 67–79, 2015.
- NOVY-MARX, R. Is momentum really momentum? **Journal of Financial Economics**, v. 103, n. 3, p. 429–453, 2012.
- NOVY-MARX, R. The other side of value: The gross profitability premium. **Journal of Financial Economics**, v. 108, n. 1, p. 1–28, 2013.
- NOVY-MARX, R.; VELIKOV, M. A Taxonomy of Anomalies and Their Trading Costs. **The Review of Financial Studies**, v. 29, n. 1, p. 104–147, 2016.
- ODEAN, T. Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders Are Above Average. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p. 1887–1934, 1998.
- PASTOR, L.; VERONESI, P. Uncertainty about government policy and stock prices. **The Journal of Finance**, v. 67, n. 4, p. 1219–1264, 2012.
- PÁSTOR, L.; STAMBAUGH, ROBERT F. Liquidity Risk and Expected Stock Returns. **Journal of Political Economy**, v. 111, n. 3, p. 642–685, 2003.
- PÁSTOR, L.; VERONESI, P. Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. **The Journal of Finance**, v. 67, n. 4, p. 1219–1264, 2012.
- PÁSTOR, L.; VERONESI, P. Political uncertainty and risk premia. **Journal of Financial Economics**, v. 110, n. 3, p. 520–545, 2013.
- PATTON, A. J.; WELLER, B. M. What you see is not what you get: The costs of trading market anomalies. **Journal of Financial Economics**, v. 137, n. 2, p. 515–549, 2020.
- PAULE-VIANEZ, J.; LOBÃO, J.; GÓMEZ-MARTÍNEZ, R.; PRADO-ROMÁN, C. Momentum strategies in times of economic policy uncertainty. **Journal of Financial Economic Policy**, v. 13, n. 3, p. 285–300, 2021.
- PENMAN, S.; REGGIANI, F. Returns to buying earnings and book value: accounting for growth and risk. **Review of Accounting Studies**, v. 18, n. 4, p. 1021–1049, 2013.
- PHAN, D. H. B.; SHARMA, S. S.; TRAN, V. T. Can economic policy uncertainty predict stock returns? Global evidence. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 55, p. 134–150, 2018.
- PIOTROSKI, J. D. Value Investing: The Use of Historical Financial Statement Information to Separate Winners from Losers. **Journal of Accounting Research**, v. 38, p. 1–41, 2000.
- PIOTROSKI, J. D.; SO, E. C. Identifying Expectation Errors in Value/Glamour Strategies: A Fundamental Analysis Approach. **The Review of Financial Studies**, v. 25, n. 9, p. 2841–2875, 2012.
- POLK, C.; SAPIENZA, P. The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering

- Theory. **The Review of Financial Studies**, v. 22, n. 1, p. 187–217, 2009.
- QIAO, X.; ZHU, H.; ZHANG, Z.; MAO, W. Time-frequency transmission mechanism of EPU, investor sentiment and financial assets: A multiscale TVP-VAR connectedness analysis. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 63, p. 101843, 2022.
- QIAO, Z.; WANG, Y.; LAM, K. S. K. New evidence on Bayesian tests of global factor pricing models. **Journal of Empirical Finance**, v. 68, p. 160–172, 2022.
- RACHEV, S.; JAŠIĆ, T.; STOYANOV, S.; FABOZZI, F. J. Momentum strategies based on reward–risk stock selection criteria. **Journal of Banking & Finance**, v. 31, n. 8, p. 2325–2346, 2007.
- RODRÍGUEZ, W. K.; MATURANA, C. L. Comparación de modelos de predicción de retornos accionarios en el Mercado Accionario Chileno: CAPM, FAMA y FRENCH y REWARD BETA. **EconoQuantum**, v. 7, n. 1, p. 121–140, 2010.
- ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive evidence of market inefficiency. **The Journal of Portfolio Management**, v. 11, n. 3, p. 9–16, 1985.
- ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341–360, 1976.
- ROSSI, M. The capital asset pricing model: a critical literature review. **Global Business and Economics Review**, v. 18, n. 5, p. 604617, 2016.
- ROUWENHORST, K. G. International Momentum Strategies. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 1, p. 267–284, 1998.
- RUMELHART, D. E.; HINTON, G. E.; WILLIAMS, R. J. Learning Internal Representations by Error Propagation, Parallel Distributed Processing, Explorations in the Microstructure of Cognition, ed. DE Rumelhart and J. McClelland. Vol. 1. 1986. **Biometrika**, v. 71, p. 599–607, 1986.
- SÁNCHEZ-GRANERO, M. A.; BALLADARES, K. A.; RAMOS-REQUENA, J. P.; TRINIDAD-SEGOVIA, J. E. Testing the efficient market hypothesis in Latin American stock markets. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 540, p. 123082, 2020.
- SAUCEDO, E.; GONZÁLEZ, J. The effect of macroeconomic variables on the robustness of the traditional Fama–French model. A study for Mexico using different portfolios. **Journal of Economics, Finance and Administrative Science**, v. 26, n. 52, p. 252–267, 2021.
- SCHWERT, G. W. Chapter 15 Anomalies and market efficiency. Em: **Financial Markets and Asset Pricing**. Handbook of the Economics of Finance. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier, 2003. v. 1p. 939–974.
- SEO, K. Ambiguity and Second-Order Belief. **Econometrica**, v. 77, n. 5, p. 1575–1605, 2009.
- SEOK, S. I.; CHO, H.; RYU, D. Firm-specific investor sentiment and the stock market response to earnings news. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 48, p. 221–240, 2019a.
- SEOK, S. I.; CHO, H.; RYU, D. Firm-specific investor sentiment and daily stock returns. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 50, p. 100857, 2019b.
- SHAHZAD, S. J. H.; RAZA, N.; BALCILAR, M.; ALI, S.; SHAHBAZ, M. Can economic

policy uncertainty and investors sentiment predict commodities returns and volatility? **Resources Policy**, v. 53, p. 208–218, 2017.

SHANKEN, J. Multivariate tests of the zero-beta CAPM. **Journal of Financial Economics**, v. 14, n. 3, p. 327–348, 1985.

SHARMA, A.; KUMAR, A. A review paper on behavioral finance: study of emerging trends. **Qualitative Research in Financial Markets**, v. 12, n. 2, p. 137–157, 2019.

SHARMA, A.; SETH, N. Literature review of stock market integration: a global perspective. **Qualitative Research in Financial Markets**, v. 4, n. 1, p. 84–122, 2012.

SHARMA, S.; DURAND, R. M.; GUR-ARIE, O. Identification and Analysis of Moderator Variables. **Journal of Marketing Research**, v. 18, n. 3, p. 291–300, 1981.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964.

SHEFRIN, H.; STATMAN, M. Making sense of beta, size, and book-to-market. **Journal of Portfolio Management**, v. 21, n. 2, p. 26, 1995.

SHLEIFER, A.; SUMMERS, L. H. The Noise Trader Approach to Finance. **Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n. 2, p. 19–33, 1990.

SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. The Limits of Arbitrage. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 35–55, 1997.

SLOAN, R. G. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? **The Accounting Review**, v. 71, n. 3, p. 289–315, 1996.

STAMBAUGH, R. F.; YU, J.; YUAN, Y. The short of it: Investor sentiment and anomalies. **Journal of Financial Economics**, Special Issue on Investor Sentiment. v. 104, n. 2, p. 288–302, 2012.

TIKKANEN, J.; ÄIJÖ, J. Does the F-score improve the performance of different value investment strategies in Europe? **Journal of Asset Management**, v. 19, n. 7, p. 495–506, 2018.

TITMAN, S.; WEI, K. C. J.; XIE, F. Capital Investments and Stock Returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 39, n. 4, p. 677–700, 2004.

TSAI, I.-C. The source of global stock market risk: A viewpoint of economic policy uncertainty. **Economic Modelling**, v. 60, p. 122–131, 2017.

VASQUEZ-TEJOS, F. J.; FERNANDEZ, P. L. Liquidity risk and stock return in Latin American emerging markets. **Investigación & Desarrollo**, v. 20, n. 2, p. 57–74, 2020.

VIAL, J. Financial market developments in Chile. Em: SETTLEMENTS, B. FOR I. (Ed.). **Financial market development, monetary policy and financial stability in emerging market economies**. [s.l.] Bank for International Settlements, 2020. v. 113p. 67–82.

WALKSHAEUSL, C. Predicting stock returns from the pricing and mispricing of accounting fundamentals. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 81, p. 253–260, 2021.

WALKSHÄUSL, C. Expectation Errors in European Value-Growth Strategies. **Review of Finance**, v. 21, n. 2, p. 845–870, 2017.

- WALKSHÄUSL, C. Piotroski's FSCORE: international evidence. **Journal of Asset Management**, v. 21, n. 2, p. 106–118, 2020.
- WANG, F.; YAN, X. (STERLING).; ZHENG, L. Time-series and cross-sectional momentum in anomaly returns. **European Financial Management**, v. 27, n. 4, p. 736–771, 2021.
- WANG, K. Q.; XU, J. Market volatility and momentum. **Journal of Empirical Finance**, v. 30, p. 79–91, 2015.
- WATTS, R. L. Systematic 'abnormal' returns after quarterly earnings announcements. **Journal of Financial Economics**, v. 6, n. 2, p. 127–150, 1978.
- WIEST, T. Momentum: what do we know 30 years after Jegadeesh and Titman's seminal paper? **Financial Markets and Portfolio Management**, p. 1–20, 2022.
- WONG, S. Y. K.; CHAN, J. S. K.; AZIZI, L.; XU, R. Y. D. Time-varying neural network for stock return prediction. **Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management**, v. 29, n. 1, p. 3–18, 2022.
- WOUASSOM, A.; MURADOĞLU, Y. G.; TSITSIANIS, N. Global momentum: The optimal trading approach. **Journal of Behavioral and Experimental Finance**, v. 36, p. 100756, 2022.
- WRIGHT, W. F.; BOWER, G. H. Mood effects on subjective probability assessment. **Organizational Behavior and Human Decision Processes**, v. 52, n. 2, p. 276–291, 1992.
- WU, J. Economic Policy Uncertainty, Investor Sentiment, and Stock Price Synchronisation: Evidence from China. **Mathematical Problems in Engineering**, v. 2022, p. e7830668, 2022.
- WU, J.; ZHANG, J.; ZHANG, S.; ZOU, L. The economic policy uncertainty and firm investment in Australia. **Applied Economics**, v. 52, n. 31, p. 3354–3378, 2020.
- WURGLER, J. Financial markets and the allocation of capital. **Journal of Financial Economics**, Special Issue on International Corporate Governance. v. 58, n. 1, p. 187–214, 2000.
- XAVIER, G. C.; MACHADO, M. A. V. Anomalies and Investor Sentiment: Empirical Evidences in the Brazilian Market. **BAR - Brazilian Administration Review**, v. 14, 2017.
- XIE, S.; QU, Q. The Three-Factor Model and Size and Value Premiums in China's Stock Market. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 52, n. 5, p. 1092–1105, 2016.
- XING, Y. Interpreting the value effect through the Q-theory: An empirical investigation. **The Review of Financial Studies**, v. 21, n. 4, p. 1767–1795, 2008.
- XIONG, X.; MENG, Y.; LI, X.; SHEN, D. Can overnight return really serve as a proxy for firm-specific investor sentiment? Cross-country evidence. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 64, p. 101173, 2020.
- YANG, C.; ZHANG, R. Does mixed-frequency investor sentiment impact stock returns? Based on the empirical study of MIDAS regression model. **Applied Economics**, v. 46, n. 9, p. 966–972, 2014.
- YANG, H. A Weighted Least Squares Estimator of Factor Momentum. **Available at SSRN 3443998**, 2019.
- YANG, H. Decomposing Factor Momentum. **Available at SSRN 3517888**, n. 3517888, 2020.

- YANG, H.; RYU, D.; RYU, D. Investor sentiment, asset returns and firm characteristics : evidence from the Korean Stock Market. **Investment Analysts Journal**, v. 46, n. 2, p. 132–147, 2017.
- YANG, J. Financial stabilization policy, market sentiment, and stock market returns. **Finance Research Letters**, v. 52, p. 103379, 2023.
- YAO, C.-Z.; LI, H.-Y. Effective Transfer Entropy Approach to Information Flow Among EPU, Investor Sentiment and Stock Market. **Frontiers in Physics**, v. 8, 2020.
- YOSHINAGA, C. E.; CASTRO, F. H. F. D. J. The relationship between market sentiment index and stock rates of return: a panel data analysis. **BAR - Brazilian Administration Review**, v. 9, n. 2, p. 189–210, 2012.
- YOUSAF, I.; ALI, S.; WONG, W.-K. Return and volatility transmission between world-leading and Latin American stock markets: portfolio implications. **Journal of Risk and Financial Management**, v. 13, n. 7, p. 148, 2020.
- YU, X.; HUANG, Y.; XIAO, K. Global economic policy uncertainty and stock volatility: evidence from emerging economies. **Journal of Applied Economics**, v. 24, n. 1, p. 416–440, 2021.
- ZAREMBA, A.; ANDREU, L. Paper profits or real money? Trading costs and stock market anomalies in country ETFs. **International Review of Financial Analysis**, v. 56, p. 181–192, 2018.
- ZAREMBA, A.; CZAPKIEWICZ, A. Digesting anomalies in emerging European markets: A comparison of factor pricing models. **Emerging Markets Review**, v. 31, p. 1–15, 2017.
- ZAREMBA, A.; MAYDYBURA, A.; CZAPKIEWICZ, A.; ARNAUT, M. Explaining Equity Anomalies in Frontier Markets: A Horserace of Factor Pricing Models. **Emerging Markets Finance and Trade**, 2019.
- ZAREMBA, A.; MAYDYBURA, A.; CZAPKIEWICZ, A.; ARNAUT, M. Explaining Equity Anomalies in Frontier Markets: A Horserace of Factor Pricing Models. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 57, n. 13, p. 3604–3633, 2021.
- ZAREMBA, A.; NIKOROWSKI, J. Trading costs, short sale constraints, and the performance of stock market anomalies in Emerging Europe. **Economic Research-Ekonomska Istraživanja**, v. 32, n. 1, p. 403–422, 2019.
- ZAREMBA, A.; SHEMER, J. Is there momentum in factor premia? Evidence from international equity markets. **Research in International Business and Finance**, v. 46, p. 120–130, 2018.
- ZAREMBA, A.; SZYSZKA, A. Is there momentum in equity anomalies? Evidence from the Polish emerging market. **Research in International Business and Finance**, v. 38, p. 546–564, 2016.
- ZHANG, B. Economic Policy Uncertainty and Investor Sentiment: linear and nonlinear causality analysis. **Applied Economics Letters**, v. 26, n. 15, p. 1264–1268, 2019.
- ZHANG, D.; LEI, L.; JI, Q.; KUTAN, A. M. Economic policy uncertainty in the US and China and their impact on the global markets. **Economic Modelling**, v. 79, p. 47–56, 2019.
- ZHANG, G.; HAN, J.; PAN, Z.; HUANG, H. Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China. **Economic Systems**, Symposium: Financial System e

Development em China. v. 39, n. 3, p. 439–457, 2015.

ZHANG, L. The Value Premium. **The Journal of Finance**, v. 60, n. 1, p. 67–103, 2005.

ZHANG, W.; LI, X.; SHEN, D.; TEGLIO, A. R2 and idiosyncratic volatility: Which captures the firm-specific return variation? **Economic Modelling**, v. 55, p. 298–304, 2016.

ZHANG, X. F. Information Uncertainty and Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 1, p. 105–137, 2006.

ZHANG, X.; BISSOONDOYAL-BHEENICK, E.; ZHONG, A. Investor sentiment and stock market anomalies in Australia. **International Review of Economics & Finance**, v. 86, p. 284–303, 2023.

ZHANG, X.-J. Book-to-Market Ratio and Skewness of Stock Returns. **The Accounting Review**, v. 88, n. 6, p. 2213–2240, 2013.

ZHAO, P.; WANG, Y. How Does Economic Policy Uncertainty Affect Momentum Returns? Evidence from China. **International Journal of Financial Studies**, v. 10, n. 3, 2022.

ZHOU, G. Measuring Investor Sentiment. **Annual Review of Financial Economics**, v. 10, n. 1, p. 239–259, 2018.

ZHU, Z.; SONG, X.; HUANG, W. Top management team demography, investor sentiment, and the investment levels of listed companies. **Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics**, v. 25, n. 3-4, p. 481–495, 2018.

## APÊNDICE A - Relatório de Alterações Pós-Qualificação

Neste Apêndice, apresenta-se um relatório das Sugestões e proposições levantadas pelos avaliadores na Qualificação, descrevendo-se cada comentário que fora apresentado e a respectiva Decisão que fora adotada durante o processo de elaboração da Tese.

**Tabela A1.1** – Comentários/sugestões da banca de qualificação e as decisões tomadas

Nº	Sugestão	Decisão
<b>Prof. Eduardo Kazuo Kayo</b>		
01	Na Introdução, faltou um pouco de foco. Está exagerando nos detalhes. É preciso ser mais objetivo, com menos ênfase na revisão da literatura.	Realizou-se uma nova Introdução, retirando-se os aspectos inerentes à revisão da literatura e concentrando-se mais na contextualização da temática. Incluiu-se uma caracterização dos mercados Emergentes, fez-se a conceituação de anomalias e do efeito momento e a inclusão da problemática do efeito momento nas anomalias como resultante da interação entre sentimento do investidor e EPU. Com isso, foi necessário ajustar o problema de pesquisa e os objetivos, para adequá-los a essa nova estrutura da Introdução. Foram utilizadas apenas algumas partes da introdução que fora elaborada no projeto de qualificação.
02	O trabalho está muito próximo do trabalho do Ehsani e Linnainmaa (2022), inclusive em termos econométricos.	De fato, o projeto assemelhava-se ao trabalho de Ehsani e Linnainmaa (2022). Para acrescentar originalidade à Tese e diferenciá-la do <i>paper</i> base, fez-se a interação entre momento do fator, sentimento do investidor e EPU. Com isso, mudou-se substancialmente a abordagem econométrica e conceitual, trazendo mais originalidade para o trabalho. A justificativa para esta modificação foi baseada no argumento de Ehsani e Linnainmaa (2022), que consideram a persistência do sentimento do investidor como um aspecto central na geração do <i>Factor Momentum</i> , associado ao fato de que o sentimento pode ser também influenciado pela incerteza da política econômica. Assim, mudou-se a vertente do projeto para adequar a associação dessas duas variáveis sob a hipótese de que mudanças no EPU refletem alterações no sentimento e, por sua vez, pode impactar o momento dos fatores das anomalias.
03	Justificar as escolhas dos países.	Para a escolha dos países, adotou-se o que fora recomendado no projeto de qualificação, buscando-se argumentos para definir a escolha dos países. Nesse sentido, levou-se em consideração trabalhos internacionais que analisam os mercados emergentes e definiram suas amostras com base na lista dos países que compõem o índice MCSI ( <i>Emerging Markets Indexes</i> ) elaborado pela empresa <i>Morgan Stanley Capital International</i> . Em 2024, os países da América Latina que fazem parte do índice são: Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. A Argentina fazia parte desde 1988, porém deixou de ser integrante em 2021. Por isso, optou-se por retirá-la, mantendo apenas os países integrantes do índice. Em síntese, as justificativas são de três vertentes: (a) as estudos internacionais adotam este índice como modelo em pesquisas com países emergentes; (b) são os países que historicamente têm melhor desenvolvimento no mercado de ações; e (c) representam grande parcela da economia da região, com mais de 70% do PIB da região.

Continua...

Tabela A1.1 – Comentários e sugestões da banca de qualificação e as decisões tomadas.

Nº	Sugestão	Decisão
04	Algumas coisas ainda estão nebulosas. Vide, por exemplo, no final da página 3. A afirmação está muito genérica (identificar novas abordagens de anomalias). Na página 7, “as anomalias não seguem o padrão da literatura”. Esta página 7, tem vários trechos confusos.	As partes genéricas e incompreensíveis foram ajustadas com as alterações na contextualização.
05	O objetivo geral está bastante genérico. O mesmo vale para a proposição da tese. Precisa delimitar a tese do trabalho de Ehsani e Linnainmaa (2022).	Mudamos o objetivo geral de <b>Analisar em que medida as estratégias que exploram o Factor Momentum das anomalias do mercado financeiro impactam o retorno das ações nos países emergentes da América Latina</b> para <b>Investigar a relação entre o Factor Momentum das Anomalias, o sentimento do investidor e a incerteza da política econômica nos países emergentes da América Latina</b> . Com isso, delimitou-se melhor o objetivo.
06	Você estabelece que as anomalias em mercados emergentes são mais “fracas”. Isso implica que os mercados são eficientes. Por outro lado, a hipótese 2 fala o contrário. Logo, você está sendo contraditório.	As evidências não definem com precisão se os mercados emergentes são mais (menos) eficientes. Dessa forma, adotou-se o posicionamento considerado mais frequente nos estudos que defende a baixa eficiência desses mercados em relação aos mercados desenvolvidos. Assim, ajustaram-se as hipóteses para atender a esse pré-requisito.
07	O ponto mais importante do trabalho é o destaque para a contribuição da tese.	Ficaram mais evidente as contribuições teóricas da Tese ao observar que as proposições teóricas do <i>Factor Momentum</i> definidas por Ehsani e Linnainmaa (2022), baseando-se no modelo de sentimento de Haddad, Kozak e Santosh (2020), pode também ser justificadas pela influência do EPU sobre o sentimento do investidor que, em conjunto, podem afetar o retorno das anomalias, reduzindo a magnitude do <i>Factor Momentum</i> .
<b>Prof. Robert Aldo Iquiapaza Coaguila</b>		
08	Faltou o resumo.	O texto do projeto de tese foi elaborado em formato <i>Rmarkdown</i> separado por capítulos e depois reunidos no mesmo documento. O resumo estava num arquivo separado e por motivos operacionais não foi incluído no arquivo principal. Esse procedimento foi cuidadosamente revisado para não faltar no texto final da tese.
09	Faltou citar o artigo de Dong <i>et al.</i> (2022) do Journal of Finance.	O artigo do Dong <i>et al.</i> (2022), embora seja atual e esteja falando de anomalias, não contempla o foco desta pesquisa. Ele está voltado para a utilização dos retornos das anomalias, por meio de várias técnicas de redução de dimensionalidade dos fatores e com o uso de <i>machine learning</i> para estimar o índice agrado do mercado. A hipótese proposta pelos autores é que o retorno das anomalias é um bom indicador do retorno do mercado. Essa abordagem está além do escopo desta tese.

Continua...

Tabela A1.1 – Comentários e sugestões da banca de qualificação e as decisões tomadas.

Nº	Sugestão	Decisão
10	Muitos artigos estão relacionando o facto momento com a incerteza (EPU). Você tem que incluir isso no seu trabalho.	Esta recomendação foi integralmente adotada. Depois das leituras dos artigos indicados pelo professor Robert, complementada pela leitura da Tese Forças determinantes da anomalia de valor em mercados emergentes (Wickboldt, 2022), identificou-se uma lacuna na literatura que tem investigado somente as relações do EPU com o momento das ações individuais. Não há registros de pesquisas interagindo o momento das anomalias com essa variável, apesar de evidências indicarem que EPU influencia o sentimento do investidor que, por sua vez, interfere no momento dos fatores das anomalias. Com isso, a tese passou a ter um caminho bastante diferente do que foi apresentado na Qualificação, passando a ter um embasamento teórico mais robusto e inovador, fatores que não estavam presentes no projeto de qualificação e que foram objetos de questionamentos de todos os membros da banca.
11	Você evidencia que vai estimar seus modelos por meio do MQO com AR1. Cuidado!	A Equação 23 estima a correlação serial nos retornos dos fatores considerando-se que retorno dos fatores são previsíveis por seus retornos defasados, conforme proposto na literatura (GUPTA; KELLY, 2019; FAN <i>et al.</i> , 2022). Nessa perspectiva, foi que se definiu MQO como modelo de estimação desta variável.
12	É importante equilibrar o desenvolvimento das diferentes anomalias, dando uma atenção adequada não apenas à anomalia de momento, mas também às outras anomalias abordadas, já que você irá trabalhar com todas e não apenas com a de momento.	A proposta da tese está concentrada em investigar <i>Factor Momentum</i> das anomalias. Com isso, o foco é analisar o efeito momento existente nas anomalias definidas no Quadro 01, não exatamente fazer uma discussão mais aprofundada sobre cada uma delas. Não obstante, a primeira parte da Tese foi voltada para verificar quais anomalias existem e aquelas que são significativas econômica e estatisticamente nos mercados emergentes da América Latina. A partir dessa constatação, analisar o impacto do sentimento e do EPU sobre o momento dessas anomalias. Por esse motivo, elaborou-se a discussão das outras anomalias apenas no referencial teórico.
13	Ficou estranho o que os modelos vão explicar. Como modelos de fatores de componentes principais vão explicar o retorno?	A ideia subjacente aos modelos fatoriais estimados por Componentes Principais é que, utilizando-se um amplo conjunto de fatores das anomalias, é possível estimar um modelo de fator de desconto estocástico com as componentes principais de maior autovalor, semelhante ao que se faz nos modelos de três ou quatro fatores. A lógica dessa estimação é que uma combinação linear dos autovalores das componentes funciona como os modelos fatoriais de baixa dimensionalidade (FF3 ou FF5). Assim, é possível verificar se, por exemplo, o FF3 tem a mesma capacidade explicativa dos retornos dos fatores das anomalias do que um modelo que utiliza a primeira componente principal de 40 anomalias. É nesse sentido que o modelo de fator de desconto estocástico estimado por componente principal pode explicar os retornos das ações nas estratégias de Factor Momentum. No artigo de Ehsani e Linnainmaa (2022), nos modelos FF3 e FF5, que foram adicionadas as cargas fatoriais das primeiras componentes principais, têm-se melhor poder explicativo do que os modelos convencionais. Não obstante isso, essa abordagem foi retirada desse estudo e será objeto de investigação em trabalho posterior.

Continua...

Tabela A1.1 – Comentários e sugestões da banca de qualificação e as decisões tomadas.

<b>Nº</b>	<b>Sugestão</b>	<b>Decisão</b>
14	Checar se os <i>working papers</i> foram publicados.	Essa verificação foi desenvolvida e os devidos ajustes foram realizados. Um dos artigos já publicado não estava disponível nas bases públicas para <i>download</i> e não havia disponibilidade no portal de periódico da CAPES. Como não havia versão definitiva do paper para consulta, utilizou-se a versão em <i>working paper</i> , optando-se por referenciá-lo conforme a versão consultada.
<b>Prof. Adriano Leal Bruni</b>		
15	A tese não pode ser um exercício de método. Como tese, ela deve trazer uma contribuição mais efetiva. Boa parte da contribuição relatada está justificada em torno da contribuição empírica. Isso não é inovador.	Uma Figura foi inserida contendo o desenho da Tese. Nela, explicitam-se as conexões teóricas e empíricas que norteiam o desenvolvimento da pesquisa e como a Tese irá complementar a literatura existente. Embora não tenha sido objeto de questionamento por parte dos avaliadores, esta Figura foi incluída para indicar as correções dos pontos mais obscuros do projeto de Qualificação que permeavam a falta de contribuições teóricas.
16	Finalmente, mercados emergentes deveriam ser mais ou menos eficientes?	Ver justificativas apresentadas no item seis.
17	Nem sempre um p-valor baixo significa eficiência informacional. Além disso, caberia uma discussão em torno da microestrutura de mercado.	Atendendo a esta observação, optou-se por inserir uma discussão sobre o papel dos custos de transações para avaliar a existência das anomalias. Em linha com estes questionamentos, Detzel, Novy-Marx e Velikov (2022) destacam que não considerar os custos de transação, têm-se significativos impactos sobre as inferências feitas ao avaliar modelos de precificação de ativos, enviesando os testes em favor daqueles que empregam fatores de alto custo.
18	Do jeito como você abordou o projeto, sua revisão não permite antecipar as hipóteses.	A Revisão bibliográfica foi reconstruída com base nos artigos mais recentes que trabalharam as relações entre Anomalia, Sentimento do Investidor, Incertezas e o Momento do Fator. Com isso, novas hipóteses foram elaboradas, seguindo-se as disposições observadas nestes artigos. Assim, foram ajustadas as falhas na condução textual que definiram a elaboração das hipóteses.
<b>Prof. Cassio da Nobrega Besarria</b>		
19	Buscar outros argumentos para justificar a escolha desses países. Apenas a disponibilidade de dados é frágil. É possível incluir transparência, corrupção, etc. Alternativamente, você poderia buscar outras formas de caracterizar a heterogeneidade dos países.	A escolha dos países foi motivada por observar que uma série de trabalhos tem adotado somente os países da América Latina que fazem parte do índice MSCI. Esse índice é elaborado pela <i>Morgan Stanley Capital International</i> e leva em consideração o desenvolvimento econômico, o tamanho e liquidez e a acessibilidade a esses mercados. Além disso, esses países correspondem a cerca de 85% das ações listadas nesses mercados. Outro aspecto levado em consideração foi que este estudo propunha-se a fazer uma análise do aspecto regional e não uma classificação específica por países. Também, não foi viável aumentar a amostra estendendo o estudo por outros países por causa da limitação de dados nos outros mercados. Devido ao número reduzido de empresas nos demais países, não foi possível desenvolver a metodologia de carteiras de forma consistente.
20	A introdução já deve deixar claro a “venda” do trabalho.	Ver justificativas apresentadas no item um.

Continua...

Tabela A1.1 – Comentários e sugestões da banca de qualificação e as decisões tomadas.

<b>Nº</b>	<b>Sugestão</b>	<b>Decisão</b>
21	Talvez, tentar incluir dados conjunturais.	Na versão pós-qualificação, foi incluída a incerteza da política econômica. Essa variável pode se relacionar com a imprevisibilidade das ações governamentais e suas possíveis repercussões na economia, afetando decisões de investimento e, com isso, também impactar os retornos das estratégias de momento do fator.

**Fonte:** Elaborado pelo autor.

## APÊNDICE B - Definições das Anomalias

Neste Apêndice, apresentam-se as definições e descrições das anomalias compiladas com base nos trabalhos de Hou, Xue e Zhang (2015, 2020), McLean e Pontífice (2016), Novy-Marx e Velikov (2016), Kozak, Nagel e Santosh (2018), Wong *et al.* (2022) e Machado, Faff e Silva (2017). As anomalias foram agrupadas em cinco categorias: (a) Valor *versus* Crescimento; (b) Investimento; (c) Rentabilidade; (d) Atritos Comerciais; e (e) Momento; As variáveis contábeis foram apresentadas com defasagem, conforme exigência de cada anomalia. Para o rebalanceamento anual, os retornos de julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$  foram associados com as variáveis em dezembro de  $t - 1$ .

### Grupo 1 (A1): Anomalias de Valor *versus* Crescimento

**A1.1 - BM, *Book-to-Market Equity*.** Baseando-se em Rosenberg, Reid, e Lanstein (1985), no final de junho de cada ano  $t$ , as ações foram divididas em tercils com base no *BM*, que foi mensurado pelo valor contábil do patrimônio líquido em dezembro do ano  $t - 1$  dividido pelo valor de mercado do patrimônio líquido em dezembro do ano  $t - 1$ , ou seja,  $BM = \frac{VC_{t-1}}{VM_{t-1}}$ . Os retornos mensais por tercils serão calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

**A1.2 - LP, Lucro/Preço (*Earnings-to-price ratio*).** Seguindo Basu (1977), Lucro/Preço foi definido pela relação entre o Lucro líquido (*LL*) ponderado pelo valor de mercado (*VM*) do patrimônio líquido ( $EP = \frac{LL}{VM}$ ). No final de junho do ano  $t$ , as ações foram classificadas em carteiras de tercils com base no LP, que é o lucro líquido para o ano fiscal terminado em dezembro do ano  $t - 1$  dividido pelo valor de mercado do patrimônio líquido no final de dezembro do ano  $t - 1$ . Com base nestes valores, calcularam-se os retornos mensais por tercil para os próximos 12 meses, compreendendo-se julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$ , com rebalanceamento dos tercils em junho do ano  $t + 1$ .

**A1.3 - FC, Fluxo de Caixa/Preço (*Cash flow-to-price ratio*).** Conforme Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), no final de junho do ano  $t$ , as ações foram classificadas em carteiras de tercils com base no Fluxo de Caixa por Preço, que é medido pelo fluxo de caixa em dezembro do ano  $t - 1$  dividido pelo valor de mercado do patrimônio líquido no final de dezembro do ano  $t - 1$ . Em seguida, calcularam-se os retornos mensais por tercil para os próximos 12 meses, de julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$ , com os tercils sendo rebalanceados em junho do ano  $t + 1$ .

**A1.4 - CVD, Crescimento nas Vendas (*Sales Growth*).** Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), no final de junho de cada ano  $t$ , ações foram classificadas em tercils com base no Crescimento nas Vendas (CVD), que foi medido pela variação anual nas vendas no exercício encerrado em dezembro do ano  $t - 1$  em relação ao exercício  $t - 2$ . Os retornos mensais foram calculados de julho do ano  $t$  a junho do ano  $t + 1$ , e as tercils foram rebalanceados no final de junho do ano  $t + 1$ .

**A1.5 - DPL, Dívidas/Valor do Patrimônio Líquido (*Debt-to-Equity ratio*).** Seguindo Bhandari (1988), no final de junho de cada ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercils com base na dívida por PL. DPL é a dívida total para o ano  $t - 1$  dividida pelo valor do Patrimônio Líquido no final de dezembro de  $t - 1$ . Os retornos mensais por tercils serão calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$  e foram rebalanceados em junho de  $t + 1$ .

### Grupo 2 (A2): Anomalias de Investimentos

**A2.1 - INV, Investimento por Ativo Total.** Seguindo Cooper, Gulen e Schill (2008), os Investimentos por Ativos Total (INV) foram medidos, para o ano de formação da carteira  $t$ , como sendo o Ativo Total no final do ano  $t - 1$  dividido pelo Ativo Total em  $t - 2$  menos 1, ou seja,  $(INV)_t = \frac{AT_{t-1}}{AT_{t-2}} - 1$ . No final de junho de cada ano  $t$ , foram calculados os retornos mensais para cada tercil no período de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ .

**A2.2 - CIN, Crescimento nos Investimentos.** Seguindo Abarbanell e Bushee (1998), o crescimento nos investimentos (CIN), para o ano de formação da carteira  $t$  foi definido como a taxa de crescimento nas despesas de capital (CAPEX) de dezembro do ano  $t - 2$  até o final de dezembro de  $t - 1$ . No final de junho de cada ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercís ponderados por valor baseadas no CIN e os retornos mensais foram calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ .

**A2.3 - CES, Crescimento nos Estoques.** Seguindo Thomas e Zhang (2002), o Crescimento nos Estoques, para as carteiras formadas no ano  $t$ , foi definida como a mudança nos estoques no final de dezembro do ano  $t - 2$  para o final de dezembro de  $t - 1$ , ponderados pela média dos ativos totais para os exercícios encerrados em  $t - 2$  e  $t - 1$ . No final de junho de cada ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercís com base na  $\Delta E$  e os retornos mensais dos tercís, ponderados por valor, serão calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

**A2.4 - ACC, Accruals Operacionais.** Foi utilizada a abordagem de balanço, de Sloan (1996), para medir os Accruals operacionais (AO).

$$AO = (\Delta AC - \Delta Cash) - (\Delta PC - \Delta DPC - \Delta IR) - Dep$$

Em que  $\Delta AC$  é a variação no ativo circulante;  $\Delta Cash$  é a variação no caixa ou equivalentes de caixa;  $\Delta PC$  é a variação passivo circulante;  $\Delta DPC$  é a variação da dívida incluída no passivo circulante;  $\Delta IR$  é a variação do imposto de renda a pagar (zero se ausente); e  $Dep$  é a depreciação e amortização;

Foram calculados os retornos mensais dos tercís ponderados pelo valor de julho do ano  $t$  até junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

**A2.5 - AOP, Alavancagem Operacional.** Conforme proposto por Novy-Marx (2011), a Alavancagem Operacional (AOP) foi mensurada pela soma das Despesas Administrativas com os Custos dos Produtos Vendidos (CPV) dividida pelo Ativo Total, todos no final do exercício encerrado em dezembro do ano  $t - 1$ . No final de junho de cada ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercís com base na AOP. Os retornos mensais por tercís foram calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

### Grupo 3 (A3): Anomalias de Rentabilidade

**A3.1 - ROE, Retorno sobre o Patrimônio Líquido.** O ROE foi estimado pelos lucros antes dos itens extraordinários, Lucro Líquido em  $t - 1$ , dividido pelo patrimônio líquido em  $t - 1$ . No final de junho do ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercís com base ROE, para o ano fiscal terminado em  $t - 1$ . Os retornos mensais dos tercís ponderados por valor foram calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

**A3.2 - ROA, Retorno sobre o Ativo.** O ROA foi estimado como receita antes de itens extraordinários, Lucro Líquido em  $t - 1$ , dividido pelos ativos totais defasados do exercício anterior. No final de junho do ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercís com base ROA para o ano fiscal terminado em  $t - 1$ . Os retornos mensais dos tercís ponderados por valor foram calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

**A3.3 - LBA, Lucro Bruto sobre os Ativos.** Seguindo-se Novy-Marx (2013), o lucro bruto sobre os ativos (LBA) foi mensurado como sendo a receita total menos o custo das mercadorias vendidas, dividindo-se ativo total atual. No final de junho do ano  $t$ , as ações foram classificadas em tercís com base LBA para o ano fiscal terminado em  $t - 1$ . Os retornos mensais dos tercís ponderados por valor foram calculados de julho do ano  $t$  a junho de  $t + 1$ , com rebalanceamento em junho de  $t + 1$ .

**A3.4 - FSC, Fundamental Score.** O FScore foi construído com base em Piotroski (2000) para classificar as empresas com base na variação da sua condição financeira. Trata-se de um métrica que leva em consideração três: (a) Rentabilidade, (b) Mudança na Liquidêz e na Alavancagem e (c) Mudança na Eficiência Operacional. Para cada indicador, atribuiu-se valor **um** quando houve uma sinalização positiva, caso contrário, atribuiu-se valor

**zero.** Com isso, o F-Score foi constituído pela soma de nove sinalizações, indicando a tendências de desempenho financeiro.

#### 1. Desempenho financeiro: Rentabilidade

- **ROA:** O retorno sobre ativos (ROA) destaca a rentabilidade da empresa em relação aos seus ativos. É medido pela razão entre o Lucro Líquido e o Ativo Total (AT). Quando esta relação é positiva, sinaliza-se a métrica com valor 1;
- **FCO:** Corresponde à razão entre o Fluxo de Caixa Operacional e Ativo Total total da empresas. Quando positivo, a métrica recebe valor 1;
- $\Delta ROA$ : Definido como  $\Delta ROA_t - \Delta ROA_{t-1}$ . Se maior do que zero, sinaliza-se com valor 1;
- **ACCRUAL:** Considera a relação entre o Lucro Líquido (LL) e o Fluxo de Caixa Operacional (FC), escalonado pelo Ativo Total. É definido pela relação  $ACCRUAL = \frac{LL-FCO}{AT}$ . Quando menor que zero, atribui-se valor 1;

#### 2. Mudança na Alavancagem/Liquidez Financeira

- $\Delta ALAV$ : identifica a mudança no endividamento de longo prazo. É medida pela variação na razão entre a Dívida de Longo Prazo (DLP) e Ativos Totais:  $\Delta ALAV = \frac{DLP_t}{AT_t} - \frac{DLP_{t-1}}{AT_{t-1}}$ . A sinalização deste indicador será 1 se  $\Delta ALAV$  for negativo, indicando menor endividamento no período  $t$ ;
- $\Delta LIQ$ : refere-se à variação no índice de Liquidez Corrente, definido como a divisão do Ativo Circulante (AC) pelo Passivo Circulante (PC). Assim,  $\Delta LIQ = \frac{AC_t}{PC_t} - \frac{AC_{t-1}}{PC_{t-1}}$ . Espera-se que uma melhora na Liquidez Corrente seja um bom indicador da capacidade de a empresa pagar as dívidas de curto prazo e manter seu capital de giro. A variável recebe valor 1 quanto a LC for positiva;
- **EMIACOES:** corresponde ao valor 1 se a empresa emitiu ações ordinárias período  $(t - 1)$  que antecede à formação das carteiras e zero no caso contrário. É vista como sendo semelhante a um aumento nas dívidas de longo prazo, sinalizando a incapacidade de a empresa gerar receitas suficientes para atender às obrigações futuras.

#### 3. Eficiência Operacional

- $\Delta MARGEM$ : é definida como a Margem Bruta ( $MB_t$ ) atual da empresa menos a Margem Bruta ( $MB_{t-1}$ ) do ano anterior. A Margem Bruta é medida pela razão entre o Lucro Bruto (LB) e a Receita Total (RT). Assim,  $\Delta MARGEM = \frac{LB_t}{RT_t} - \frac{LB_{t-1}}{RT_{t-1}}$ . Recebe valor 1 se  $\Delta MARGEM$  for positiva;
- $\Delta GIRO$ : corresponde à variação no Giro do Ativo no período  $t$  em relação ao período  $t - 1$ . Giro do Ativo é definido como as Vendas Líquidas (VL) divididas pelo Ativo Total (AT). Assim,  $\Delta GIRO = \frac{VL_t}{AT_t} - \frac{VL_{t-1}}{AT_{t-1}}$ . Recebe valor 1 se  $\Delta GIRO$  for positivo.

**A3.5 - CMB, Margem Bruta por Vendas.** Seguindo Abarbanell e Bushee (1998), Margem Bruta por Vendas foi estimada considerando o crescimento percentual da Margem Bruta em relação à média da Margem Bruta nos anos  $t - 1$  e  $t - 2$ , menos o crescimento percentual da Receita em relação à média da receita nos anos  $t - 1$  e  $t - 2$ . Margem Bruta foi definida como a Receita de Vendas menos os Custos dos Produtos Vendidos (CPV).

### Grupo 4 (A4): Anomalias de Atritos Comerciais

**A4.1 - ME, Valor de Mercado.** Conforme Blume Husic (1973) e o Valor de Mercado foi definido como o logaritmo da razão entre o Valor de Mercado da firma no final de dezembro do ano  $t - 1$  e a quantidade de ações em circulação no final de dezembro do ano  $t - 1$ .

**A4.2 - TVOL, Volatilidade Total.** Seguindo Ang et al. (2006), no início de cada mês  $t$ , as ações foram classificadas em tercís segundo a volatilidade total, o desvio-padrão dos retornos diários nos últimos 12 meses.

**A4.3 - BAB, Apostando Contra o Beta (*Betting Against Beta*).** Apostando Contra o Beta (BAB) seguiu a metodologia de Frazzini e Pedersen (2014), sendo estimado como a volatilidade de retorno estimada para uma ação dividida, pela volatilidade de retorno do mercado e, em seguida, multiplicada pela correlação entre elas. Para estimar as volatilidades, estimou-se o desvio-padrão dos retornos logarítmicos diários para de uma janela móvel de 1 ano. Para estimar as correlações, utilizou-se uma sobreposição de retornos logarítmicos de três dias em uma janela móvel de 5 anos.

**A4.4 - BETA\_{CAPM}, Beta de Mercado.** Conforme Fama e MacBeth (1973), o Beta CAPM (BETA) é o coeficiente  $\beta$  estimado pela regressão do excesso e o retorno do mercado considerando-se uma janela móvel de 60 meses.

**A4.5 - VTUR, Volatilidade do Turnover.** Volatilidade do Turnover (VTUR) seguiu metodologia de Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), mensurada pelo desvio-padrão do Turnover (Volatilidade por ações em circulação) nos últimos 36 meses.

## Grupo 5 (A4): Anomalias de Momentum

**A5.1 - SUE, Lucros Inesperados Padronizados (*Standardized Unexpected Earnings*).** Seguindo Foster, Olsen e Shevlin (1984), SUE corresponde aos Lucros Inesperados Padronizados, que foi mensurado pelo Lucro por ação (EPS) menos o EPS há doze meses - *Drift*, escalonado pelo desvio-padrão dessa expressão. *Drift* representa o crescimento médio dos lucros (EPS - EPS há doze meses) nos últimos dois anos.  

$$SUE = LPA - \frac{LPA_{12}}{\sigma_{LPA_{24}}}$$

**A5.2 - MOM, Momento 1-ano.** Seguindo Jagadeesh e Titman(1993), foram criadas estratégias de *buy-and-hold* classificando as ações em tercís com os retornos  $R_{11-1}$  sendo estimados seguindo-se Fama e French (1996a): dividiram-se todas as ações em tercís no início de cada mês  $t$  com base nos retornos de 11 meses anteriores, do mês  $t - 12$  a  $t - 2$ , excluindo-se o mês  $t - 1$ , e estimou-se os retornos mensais de cada quintil, ponderados por valor, para cada mês  $t$ , com rebalanceamento mensal em  $t + 1$ , seguindo-se a expressão  

$$MOM_{12} = \sum_{t=2}^{12} r_{t-1}$$

**A5.3 - MOM6, Momento seis meses.** Seguindo Jagadeesh e Titman(1993), foram criadas estratégias de *buy-and-hold* classificando as ações em tercís com os retornos sendo estimados com base nos retornos de 6 meses anteriores, do mês  $t - 6$  a  $t - 1$ .

**A5.4 - AL52, Alta 52 semanas.** Valor mais alto da ação em 52 semanas, foi estimado segundo George e Hwang (2004), corresponde ao valor mais alto dentre os preços máximos diários durante os últimos 365 dias do calendário.

**A5.5 - MINT, Momento Intermediário.** Seguindo proposta apresentada Novy-Marx (2012), o momento intermediário corresponde ao retorno das ações entre os meses  $t - 12$  e  $t - 6$ .

## APÊNDICE C - Tabelas Complementares

### C.1 Correlação do Sentimento do Investidor com as *proxies* de sentimento

Na Tabela A3.1, apresentam-se os resultados da matriz de correlação de Spearman entre o Sentimento Específico da Firma (SIEF) e as *proxies* de sentimento: RSI - Índice de Força Relativa, PLI - Índice de Linha Psicológica, ATR - Taxa de Rotatividade Ajustada e LTV - Logaritmo do Volume Negociado, para os países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, complementando as informações da Tabela 8.

**Tabela A3.1** – Matriz de correlação de Spearman para o sentimento do investidor

	SIEF	RSI	PLI	ATR	LTV
<b>Brasil</b>					
SIEF	1,000***				
RSI	0,880***	1,000***			
PLI	0,889***	0,670***	1,000***		
ATR	0,316***	0,157***	0,196***	1,000***	
LTV	0,151***	0,049***	0,081***	0,020***	1,000***
<b>Chile</b>					
SIEF	1,000***				
RSI	0,880***	1,000***			
PLI	0,889***	0,670***	1,000***		
ATR	0,316***	0,157***	0,196***	1,000***	
LTV	0,151***	0,049***	0,081***	0,020***	1,000***
<b>Colômbia</b>					
SIEF	1,000***				
RSI	0,880***	1,000***			
PLI	0,889***	0,670***	1,000***		
ATR	0,316***	0,157***	0,196***	1,000***	
LTV	0,151***	0,049***	0,081***	0,020***	1,000***
<b>México</b>					
SIEF	1,000***				
RSI	0,880***	1,000***			
PLI	0,889***	0,670***	1,000***		
ATR	0,316***	0,157***	0,196***	1,000***	
LTV	0,151***	0,049***	0,081***	0,020***	1,000***
<b>Peru</b>					
SIEF	1,000***				
RSI	0,880***	1,000***			
PLI	0,889***	0,670***	1,000***		
ATR	0,316***	0,157***	0,196***	1,000***	
LTV	0,151***	0,049***	0,081***	0,020***	1,000***

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela apresenta a matriz de correlação de Spearman entre a variável de sentimento do investidor específico da firma (SIEF) e as quatro *proxies* de sentimento, para os países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. RSI é o Índice de Força Relativa, PLI é o Índice de Linha Psicológica, ATR é Taxa de Rotatividade Ajustada e LTV é o Logaritmo do Volume Negociado. Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Destacam-se informações sobre o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}_1$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta}_1)$ , com base na regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  são os retornos do momento do fator;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores dos modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007).

## C.2 Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Brasil

Nesta seção, apresentam-se resultados complementares sobre a análise da relação entre Momento do Fator (FMOM) e Momento da Ação Individual (WML). As Tabelas A3.2 a A3.6 evidenciam-se os retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual nos países emergentes Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Na Tabela A3.2, evidencia-se a relação entre o retorno do *Factor Momentum* (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no mercado brasileiro para o período 2010 a 2022. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ . Essas informações foram incluídas para complementar a análise da relação entre o FMOM e fator momento das ações individuais (WML) a partir de testes de robustez, com os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) substituindo o modelo FF5 (Fama; French, 2015).

**Tabela A3.2** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Brasil

Fator	$\hat{\kappa}_{QF}$	$t(\hat{\kappa}_{QF})$	$\hat{\eta}_{QF}$	$t(\hat{\eta}_{QF})$	$\hat{\kappa}_{KP}$	$t(\hat{\kappa}_{KP})$	$\hat{\eta}_{KP}$	$t(\hat{\eta}_{KP})$
BM	0,021**	(2,39)	-0,088	(-0,64)	0,022**	(2,59)	-0,171	(-1,56)
LP	0,019***	(2,81)	-0,075	(-0,73)	0,019***	(2,87)	-0,119	(-1,53)
FC	0,019**	(2,40)	-0,019	(-0,19)	0,021**	(2,46)	-0,112	(-1,30)
CVD	0,018**	(2,40)	-0,224	(-1,75)	0,017**	(2,11)	-0,131	(-0,84)
DPL	0,011**	(1,98)	-0,077	(-0,89)	0,011	(1,85)	-0,139**	(-2,36)
INV	0,013**	(2,29)	-0,010	(-0,11)	0,013**	(2,14)	-0,014	(-0,18)
CIN	0,015**	(2,28)	-0,069	(-0,70)	0,015**	(2,26)	-0,063	(-0,71)
CES	0,020**	(2,53)	-0,050	(-0,51)	0,022***	(2,68)	-0,164*	(-1,95)
ACC	0,013**	(1,99)	-0,004	(-0,05)	0,013**	(2,03)	-0,154	(-1,86)
AOP	0,019**	(2,52)	-0,032	(-0,32)	0,022***	(2,66)	-0,109	(-1,57)
ROE	0,013*	(1,95)	-0,031	(-0,37)	0,018***	(2,65)	-0,146	(-1,36)
ROA	0,018***	(3,20)	-0,156	(-1,52)	0,018***	(3,02)	-0,279***	(-2,64)
LBA	0,013**	(2,07)	-0,161	(-1,36)	0,014**	(2,16)	-0,194	(-1,79)
FSC	0,004	(0,72)	-0,094	(-0,89)	0,003	(0,46)	-0,056	(-0,64)
CMB	0,010	(1,53)	0,069	(0,59)	0,012	(1,75)	0,018	(0,21)
ME	0,027***	(3,22)	-0,112	(-1,04)	0,028***	(3,32)	-0,341***	(-2,71)
TVOL	0,027***	(3,29)	0,045	(0,35)	0,030***	(3,66)	-0,116	(-0,92)
BAB	0,013	(1,83)	-0,002	(-0,02)	0,013	(1,67)	-0,064	(-0,60)
BETA	0,022***	(2,94)	-0,069	(-0,54)	0,025***	(3,75)	-0,043	(-0,30)
VTUR	0,010	(1,71)	-0,100	(-1,18)	0,010	(1,55)	-0,111	(-1,55)
SUE	0,011	(1,63)	0,252**	(2,33)	0,016**	(2,03)	0,119	(1,30)
MOM	0,027***	(2,66)	-0,097	(-0,61)	0,027***	(2,72)	-0,154	(-0,80)
MOM6	0,014**	(2,17)	-0,183	(-1,32)	0,014**	(2,15)	-0,038	(-0,30)
AL52	0,014***	(2,76)	0,006	(0,08)	0,015***	(2,74)	-0,004	(-0,07)
MINT	0,006	(0,81)	-0,079	(-0,56)	0,007	(0,93)	-0,226	(-1,85)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no Brasil. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês  $t$ ;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores dos modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}$ . Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

### C.3 Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Chile

Nesta seção, apresenta-se a Tabela A3.3 que evidencia a relação entre o retorno do *Factor Momentum* (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no mercado chileno para o período 2010 a 2022. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ . Essas informações foram incluídas para complementar a análise da relação entre o FMOM e fator momento das ações individuais (WML) a partir de testes de robustez, com os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene;

Peterson, 2007) substituindo o modelo FF5 (Fama; French, 2015).

**Tabela A3.3** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Chile

Fator	$\hat{\kappa}_{\text{QF}}$	$t(\hat{\kappa}_{\text{QF}})$	$\hat{\eta}_{\text{QF}}$	$t(\hat{\eta}_{\text{QF}})$	$\hat{\kappa}_{\text{KP}}$	$t(\hat{\kappa}_{\text{KP}})$	$\hat{\eta}_{\text{KP}}$	$t(\hat{\eta}_{\text{KP}})$
BM	0,013***	(4,27)	0,047	(0,43)	0,010**	(2,42)	-0,021	(-0,17)
LP	0,013***	(3,48)	-0,030	(-0,23)	0,012***	(3,88)	0,018	(0,13)
FC	0,012***	(3,71)	0,001	(0,01)	0,012***	(3,91)	0,037	(0,37)
CVD	0,016***	(2,97)	-0,071	(-0,72)	0,014***	(3,29)	-0,102	(-1,03)
DPL	0,005**	(2,31)	0,123	(1,90)	0,004	(1,33)	0,108	(1,57)
INV	0,014***	(4,22)	0,036	(0,45)	0,017***	(4,84)	0,097	(0,92)
CIN	0,011***	(2,68)	0,376***	(3,02)	0,013***	(3,28)	0,380***	(2,90)
CES	0,017***	(3,44)	-0,131	(-1,31)	0,020***	(4,22)	-0,156	(-1,48)
ACC	0,007	(1,93)	0,102	(0,98)	0,011**	(2,38)	0,075	(0,67)
AOP	0,010***	(4,03)	0,236***	(2,78)	0,012***	(4,56)	0,266***	(3,54)
ROE	0,008	(1,95)	0,331***	(2,83)	0,009**	(2,40)	0,320**	(2,08)
ROA	0,011**	(2,56)	0,162	(1,25)	0,010**	(2,43)	0,184	(1,16)
LBA	0,013***	(3,43)	0,006	(0,06)	0,013***	(3,44)	-0,017	(-0,15)
FSC	0,012***	(3,37)	0,128	(1,29)	0,013***	(4,13)	0,075	(0,89)
CMB	0,018***	(3,90)	-0,015	(-0,16)	0,021***	(4,20)	-0,073	(-0,67)
ME	0,009**	(2,35)	0,216**	(2,24)	0,007	(1,76)	0,239**	(2,12)
TVOL	0,017***	(4,02)	0,117	(1,00)	0,015***	(3,83)	0,191	(1,09)
BAB	0,020***	(3,96)	-0,008	(-0,06)	0,014***	(3,88)	-0,104	(-0,73)
BETA	0,020***	(4,10)	-0,160	(-0,99)	0,021***	(4,38)	-0,150	(-1,22)
VTUR	0,015***	(4,04)	0,135	(1,70)	0,013***	(3,61)	0,146	(1,80)
SUE	0,013**	(2,55)	0,008	(0,08)	0,010	(1,91)	0,047	(0,42)
MOM	0,020***	(2,78)	0,037	(0,27)	0,022***	(3,43)	0,052	(0,32)
MOM6	0,010**	(2,26)	0,160	(1,40)	0,013***	(3,37)	0,190	(1,52)
AL52	0,016***	(5,47)	0,109	(1,73)	0,014***	(4,31)	0,109	(1,47)
MINT	0,015***	(3,49)	0,082	(0,61)	0,018***	(3,48)	0,144	(0,84)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no Chile. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores dos modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}$ . Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

#### C.4 Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual na Colômbia

Nesta seção, a Tabela A3.4 evidencia a relação entre o retorno do *Factor Momentum* (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no mercado colombiano para o período 2013 a 2022. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ . Essas informações complementam a análise

da relação entre o FMOM e fator momento das ações individuais (WML) a partir de testes de robustez, com os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) substituindo o modelo FF5 (Fama; French, 2015).

**Tabela A3.4** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual na Colômbia

Fator	$\hat{\kappa}_{\text{QF}}$	$t(\hat{\kappa}_{\text{QF}})$	$\hat{\eta}_{\text{QF}}$	$t(\hat{\eta}_{\text{QF}})$	$\hat{\kappa}_{\text{KP}}$	$t(\hat{\kappa}_{\text{KP}})$	$\hat{\eta}_{\text{KP}}$	$t(\hat{\eta}_{\text{KP}})$
BM	0,007	(0,48)	0,124	(0,46)	-0,005	(-0,25)	0,509	(1,47)
LP	0,023***	(2,94)	0,096	(1,43)	0,028***	(4,58)	-0,032	(-0,38)
FC	0,003	(0,71)	-0,031	(-0,26)	0,011	(1,38)	-0,203	(-1,00)
CVD	0,016***	(4,89)	0,431***	(3,54)	0,014	(1,56)	0,432**	(2,54)
DPL	0,005	(1,06)	-0,074	(-1,47)	0,009	(1,28)	-0,006	(-0,12)
INV	0,002	(0,15)	-0,206	(-1,87)	-0,002	(-0,19)	-0,168	(-1,19)
CIN	0,006	(0,74)	-0,284***	(-7,52)	0,014	(0,79)	-0,450***	(-5,16)
CES	0,018	(0,66)	-0,141**	(-2,28)	0,019	(0,89)	-0,198	(-0,76)
ACC	0,035	(1,77)	-0,212	(-1,55)	0,037	(1,41)	-0,382***	(-6,46)
AOP	0,016**	(2,26)	0,101	(0,45)	0,015**	(2,22)	0,079	(0,44)
ROE	-0,001	(-0,07)	0,371	(1,92)	-0,017	(-1,35)	0,825***	(5,79)
ROA	-0,001	(-0,06)	0,322	(1,69)	-0,009	(-0,82)	0,665***	(3,93)
LBA	0,020***	(3,48)	0,063	(0,52)	0,020	(1,22)	0,076	(0,21)
FSC	0,017**	(2,74)	0,052	(1,24)	0,019***	(3,77)	-0,025	(-0,40)
CMB	0,005	(0,76)	-0,527**	(-2,77)	-0,014	(-1,39)	-0,099	(-0,50)
ME	0,004	(0,46)	0,227**	(2,44)	-0,003	(-0,18)	0,208	(1,26)
TVOL	0,007	(0,60)	0,162	(1,17)	0,011	(1,95)	-0,109	(-1,14)
BAB	0,005**	(2,50)	0,215**	(2,62)	0,013**	(2,38)	0,076	(0,56)
BETA	0,030*	(1,96)	0,253	(0,90)	0,017	(0,94)	0,333	(1,36)
VTUR	-0,001	(-0,19)	-0,057	(-0,94)	0,001	(0,24)	-0,147***	(-3,03)
SUE	0,001	(0,06)	0,131	(0,83)	-0,007	(-0,37)	0,330	(1,02)
MOM	0,023*	(2,12)	0,274	(0,99)	0,021	(1,29)	0,654	(1,74)
MOM6	0,009	(1,76)	0,422*	(2,01)	0,031***	(4,31)	0,282	(0,82)
AL52	0,039***	(3,35)	-0,594***	(-3,67)	0,009	(1,53)	0,108	(1,15)
MINT	0,017**	(2,24)	0,514**	(2,85)	0,025**	(2,73)	0,495	(1,62)

Fonte: Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais na Colômbia. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores  $t$ ,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês  $t$ ;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores dos modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}$ . Os valores  $t$  foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

## C.5 Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no México

Nesta seção, a Tabela A3.5 evidencia a relação entre o retorno do *Factor Momentum* (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no mercado mexicano para o período

2010 a 2022. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ . Essas informações complementam a análise da relação entre o FMOM e fator momento das ações individuais (WML) a partir de testes de robustez, com os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) substituindo o modelo FF5 (Fama; French, 2015).

**Tabela A3.5** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no México

Fator	$\hat{\kappa}_{QF}$	$t(\hat{\kappa}_{QF})$	$\hat{\eta}_{QF}$	$t(\hat{\eta}_{QF})$	$\hat{\kappa}_{KP}$	$t(\hat{\kappa}_{KP})$	$\hat{\eta}_{KP}$	$t(\hat{\eta}_{KP})$
BM	0,007**	(2,37)	0,070	(1,29)	0,007**	(2,08)	0,059	(0,71)
LP	0,007**	(2,09)	0,057	(0,58)	0,009***	(2,63)	0,092	(0,91)
FC	0,015***	(4,50)	-0,025	(-0,32)	0,014***	(3,69)	0,009	(0,09)
CVD	0,008**	(2,40)	0,311***	(3,92)	0,008**	(2,54)	0,283***	(3,48)
DPL	0,008**	(2,25)	0,037	(0,48)	0,007**	(2,09)	0,066	(0,63)
INV	0,009***	(2,66)	0,188***	(3,56)	0,009***	(2,92)	0,210***	(3,15)
CIN	0,011***	(4,06)	0,067	(0,95)	0,010***	(3,44)	0,046	(0,69)
CES	0,007**	(2,06)	0,024	(0,25)	0,007**	(2,19)	0,014	(0,14)
ACC	0,014***	(3,77)	-0,077	(-0,67)	0,013***	(3,79)	-0,076	(-0,58)
AOP	0,011***	(2,81)	-0,032	(-0,34)	0,009**	(2,50)	-0,073	(-0,77)
ROE	0,016***	(4,37)	0,178	(1,26)	0,015***	(3,77)	0,132	(0,83)
ROA	0,016***	(4,59)	-0,013	(-0,11)	0,014***	(3,85)	-0,043	(-0,39)
LBA	0,010***	(2,82)	0,151	(1,59)	0,008**	(2,41)	0,082	(0,79)
FSC	0,008**	(2,42)	0,080	(0,91)	0,009***	(2,89)	0,099	(1,15)
CMB	0,013***	(3,53)	-0,056	(-0,62)	0,011***	(3,07)	-0,052	(-0,57)
ME	0,015***	(4,00)	0,244***	(3,23)	0,016***	(3,99)	0,237***	(2,82)
TVOL	0,011***	(3,23)	-0,035	(-0,35)	0,010***	(3,26)	-0,054	(-0,50)
BAB	0,008**	(2,14)	-0,165	(-1,73)	0,009**	(2,27)	-0,196**	(-2,03)
BETA	0,006	(1,77)	0,008	(0,07)	0,006	(1,83)	-0,001	(-0,01)
VTUR	0,008	(1,74)	0,104	(0,85)	0,008	(1,93)	0,116	(0,94)
SUE	0,006	(1,83)	0,085	(0,65)	0,005	(1,35)	0,042	(0,32)
MOM	0,010***	(2,86)	0,045	(0,29)	0,007	(1,89)	0,019	(0,12)
MOM6	0,006	(1,92)	-0,105	(-1,08)	0,005	(1,45)	-0,106	(-1,00)
AL52	0,010***	(2,81)	0,086	(1,14)	0,009**	(2,53)	0,110	(1,72)
MINT	0,013***	(3,10)	0,163	(1,77)	0,014***	(3,54)	0,163	(1,63)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no México. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores dos modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}$ . Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

## C.6 Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Peru

Nesta seção, apresenta-se a Tabela A3.6 que evidencia a relação entre o retorno do *Factor Momentum* (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no mercado peruano para o período 2010 a 2022. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ . Essas informações foram incluídas para complementar a análise da relação entre o FMOM e fator momento das ações individuais (WML) a partir de testes de robustez, com os modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007) substituindo o modelo FF5 (Fama; French, 2015).

**Tabela A3.6** – Retornos anormais das estratégias de FMOM em nível individual no Peru

Fator	$\hat{\kappa}_{\text{QF}}$	$t(\hat{\kappa}_{\text{QF}})$	$\hat{\eta}_{\text{QF}}$	$t(\hat{\eta}_{\text{QF}})$	$\hat{\kappa}_{\text{KP}}$	$t(\hat{\kappa}_{\text{KP}})$	$\hat{\eta}_{\text{KP}}$	$t(\hat{\eta}_{\text{KP}})$
BM	0,003	(0,56)	0,518***	(6,02)	0,005	(0,77)	0,272***	(2,98)
LP	0,003	(0,60)	0,271	(1,81)	0,011	(1,75)	0,100	(0,71)
FC	0,020**	(2,20)	0,309**	(2,17)	0,021***	(2,74)	0,190	(1,26)
CVD	0,017***	(2,71)	-0,074	(-0,72)	0,020***	(4,14)	-0,186	(-1,44)
DPL	0,013**	(2,12)	0,427	(1,89)	0,010	(1,74)	0,452**	(2,41)
INV	0,015	(1,85)	0,006	(0,04)	0,019***	(2,72)	0,010	(0,07)
CIN	0,019**	(2,13)	0,104	(0,92)	0,025***	(2,99)	0,146	(1,08)
CES	0,006	(0,71)	-0,161	(-1,55)	0,010	(1,12)	-0,055	(-0,30)
ACC	0,009	(1,65)	-0,090	(-1,39)	0,009	(1,91)	0,079	(0,69)
AOP	0,018***	(3,89)	0,457***	(3,15)	0,016***	(3,20)	0,404***	(2,78)
ROE	0,015	(1,36)	0,160	(0,95)	0,020	(1,51)	0,089	(0,35)
ROA	0,015	(1,58)	0,175	(1,35)	0,020**	(2,03)	-0,077	(-0,42)
LBA	0,012**	(2,15)	0,137	(1,25)	0,017**	(2,20)	-0,209	(-1,29)
FSC	0,012	(1,86)	0,339***	(3,64)	0,015**	(2,01)	0,439**	(2,64)
CMB	0,018**	(2,39)	-0,045	(-0,39)	0,021***	(2,72)	0,064	(0,40)
ME	0,023**	(2,22)	0,004	(0,03)	0,029***	(2,80)	-0,054	(-0,41)
TVOL	0,020**	(2,37)	0,220**	(2,44)	0,024**	(2,38)	0,070	(0,58)
BAB	0,011**	(2,18)	0,152	(1,25)	0,011**	(2,07)	0,137	(0,96)
BETA	0,020	(1,55)	-0,461	(-1,59)	0,025	(1,59)	-0,517	(-1,65)
VTUR	0,019***	(2,96)	0,318**	(2,07)	0,017***	(3,00)	0,388**	(2,60)
SUE	0,001	(0,11)	0,240***	(3,05)	0,005	(0,72)	0,027	(0,25)
MOM	0,015	(1,88)	0,054	(0,34)	0,015	(1,73)	-0,060	(-0,44)
MOM6	0,016**	(2,06)	0,022	(0,19)	0,015	(1,93)	-0,066	(-0,58)
AL52	0,016***	(2,68)	0,185**	(2,28)	0,014**	(2,56)	0,131	(1,16)
MINT	0,006	(1,22)	0,169**	(2,33)	0,007	(1,10)	0,425***	(3,64)

**Fonte:** Elaborada pelo autor.

**Nota:** Esta tabela mostra a relação entre o retorno do momento do fator (FMOM) e o fator momento (WML) das ações individuais no Peru. As colunas 2 a 9 trazem o intercepto ( $\hat{\kappa}$ ), o coeficiente do fator momento ( $\hat{\eta}$ ) e seus respectivos valores t,  $t(\hat{\kappa})$  e  $t(\hat{\eta})$ , a partir do resultado da regressão  $R_t^{FMOM} = \hat{\kappa} + \hat{\eta}_1 \cdot R_t^{WML} + \sum_{j=2}^6 \hat{\eta}_j \cdot F_t^j + \xi_t$ , em que  $R_t^{FMOM}$  é a série de retornos do momento do fator construída com base nos fatores individuais no mês t;  $R_t^{WML}$  é o fator momento e  $\hat{\eta}_j \cdot F_t^j$  são os fatores dos modelos QF (Hou; Xue; Zhang, 2015) e KP (Keene; Peterson, 2007), com seus respectivos coeficientes  $\hat{\eta}$ . Os valores t foram ajustados para heteroscedasticidade e autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987). Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam que os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.