



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA  
CENTRO DE CIÊNCIAS APLICADAS E EDUCAÇÃO - CCAE  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – DCSA  
COORDENAÇÃO DO CURSO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS  
CAMPUS IV - LITORAL NORTE**

**LUCAS GOMES DA SILVA**

**CINCO FATORES NO MUNDO EMERGENTE: a incerteza global importa?**

**Mamanguape – PB  
2026**

**LUCAS GOMES DA SILVA**

**CINCO FATORES NO MUNDO EMERGENTE: a incerteza global importa?**

**Artigo Científico apresentado ao Curso de Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba – Campus IV, como requisito parcial para a obtenção do Título de Bacharel em Ciências Contábeis.**

**Orientador (a): Leandro Araújo Wickboldt**

**Mamanguape – PB  
2026**

**LUCAS GOMES DA SILVA**

**CINCO FATORES NO MUNDO EMERGENTE: a incerteza global importa?**

**Este Artigo Científico de autoria de LUCAS GOMES DA SILVA apresentado como requisito parcial para a obtenção do Título de Bacharel em Ciências Contábeis foi julgado adequado e aprovado pela Banca Examinadora designada pela Comissão de Coordenação de Trabalho de Conclusão de Curso do Curso de Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba – Campus IV, abaixo assinada:**

---

**Leandro Araújo Wickboldt**  
**Orientador**  
**Presidente**

---

**Joseilme Fernandes Gouveia**  
**Ciências Contábeis – CCAE/UFPB**  
**Membro Interno**

---

**Tatiana Silva Fontoura de Barcellos Giacobbo**  
**Ciências Contábeis – CCAE/UFPB**  
**Membro Interno**

**Mamanguape, 06 de abril de 2026.**

Cinco Fatores no Mundo Emergente: A Incerteza Global Importa?  
Finanças e Análise de Dados

Lucas Gomes da Silva – UFPB – [lucasgomes.wdcs@gmail.com](mailto:lucasgomes.wdcs@gmail.com)  
Orientador – Leandro Araújo Wickboldt – UFPB – [leandrowickboldt@hotmail.com](mailto:leandrowickboldt@hotmail.com)  
Joseilme Fernandes Gouveia – UFPB – [joseilme@dcx.ufpb.br](mailto:joseilme@dcx.ufpb.br)  
Tatiana Silva Fontoura de Barcellos Giacobbo – UFPB – [tatianabgiacobbo@gmail.com](mailto:tatianabgiacobbo@gmail.com)

## RESUMO

Os modelos de precificação de ativos baseados em fatores de risco têm sido amplamente validados em economias desenvolvidas, mas apresentam desempenho inferior em mercados emergentes. Este estudo busca testar empiricamente o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) em 17 países cujos mercados financeiros integram o índice *Morgan Stanley Capital International (MSCI) Emerging Market Index*, conduzindo estimações individuais por país no período de julho de 2007 a julho de 2022, com dados mensais. Adicionalmente, investigou-se se o regime de incerteza global representa um canal econômico relevante para a eficácia do modelo, sob a hipótese de que elevada incerteza afastaria *noise traders* e, conseqüentemente, melhoraria a capacidade de precificação dos fatores. Estimou-se o modelo via regressões de séries temporais por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), comparando os períodos de alta e baixa incerteza global, mensurados pelo *Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX)*, por meio da estatística GRS. Como principais resultados, constata-se que o modelo apresentou melhor capacidade de precificação, avaliada pelos interceptos das regressões e pela estatística GRS, em períodos de alta incerteza nos países da Ásia e do bloco Europa, Oriente Médio e África, em linha com a hipótese do afastamento de *noise traders*, com destaque para a eficácia dos fatores tamanho e investimento nestas regiões. Nos países da América Latina, o melhor desempenho ocorre em baixa incerteza, destacando-se a importância do fator valor. Conclui-se que a capacidade de precificação do modelo varia conforme o regime de incerteza global e deve ser considerada nas estratégias de investimento em fatores.

**Palavras-chave:** Precificação de Ativos. Fatores de Risco. Mercados Emergentes. Modelo de Cinco Fatores de Fama e French. Incerteza Global.

## ABSTRACT

Asset pricing models based on risk factors have been broadly validated in developed economies, but exhibit inferior performance in emerging markets. This study aims to empirically test the Fama and French (2015) five-factor model across 17 countries whose financial markets are constituents of the Morgan Stanley Capital International (MSCI) Emerging Market Index, conducting individual country-level estimations over the period from July 2007 to July 2022, using monthly data. Additionally, this study investigates whether the global uncertainty regime represents a relevant economic channel for the model's effectiveness, under the hypothesis that elevated uncertainty would drive away noise traders and, consequently, improve the pricing capacity of the factors. The model was estimated via time-series regressions using Ordinary Least Squares (OLS), comparing periods of high and low global uncertainty — measured by the Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX) — through the GRS statistic. As main findings, the model exhibited superior pricing capacity, assessed by regression intercepts and the GRS statistic, during high-uncertainty periods in Asian countries and in the Europe, Middle East and Africa bloc, consistent with the noise trader displacement hypothesis, with particular emphasis on the effectiveness of the size and investment factors in these regions. In

Latin American countries, better model performance is observed under low uncertainty, highlighting the relevance of the value factor. It is concluded that the model's pricing capacity varies according to the global uncertainty regime and should be considered in factor investing strategies.

**Keywords:** Asset Pricing. Risk Factors. Emerging Markets. Fama and French Five-Factor Model. Global Uncertainty.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>7</b>
<b>2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....</b>	<b>8</b>
2.1 DADOS E AMOSTRA.....	8
2.2 VARIÁVEIS, MODELOS E TESTES .....	9
<b>3 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS.....</b>	<b>11</b>
<b>4 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>21</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>22</b>

# 1 INTRODUÇÃO

Apesar da eficiência dos testes com os modelos de três e cinco fatores (Fama; French, 1993, 2015, 2017) nos países desenvolvidos, a aplicação desses modelos de precificação em países emergentes apresenta desafios significativos. Os baixos níveis de eficiência (Jacobs, 2016), de qualidade da informação (Takamatsu; Lopes-Fávero, 2019) e de desenvolvimento (Bekaert; Harvey; Mondino, 2023) apresentados por estes mercados financeiros podem comprometer a negociação com base em indicadores financeiros e, conseqüentemente, reduzir a capacidade explicativa dos fatores e elevar o erro de precificação.

Evidências prévias demonstram desempenhos inconsistentes dos fatores de risco em economias emergentes. Leite et al. (2018) demonstraram os fatores valor e investimento com prêmios negativos na maioria dos países analisados. Machado, Faff e Silva (2017), ao analisarem o Brasil, e Pandey e Sehgal (2019), que conduziram o estudo na Índia, identificaram retornos do fator valor negativos, indicando um comportamento diametralmente oposto ao esperado. Diante da constatação empírica do pior desempenho do modelo de cinco fatores (Fama; French, 2015) nestes ambientes, as causas primárias dessa ineficiência constituem uma questão acadêmica em aberto.

Em resposta aos desafios, pesquisadores buscam validar o modelo em escopos regionais. Carvalho et al. (2021) identificaram o bom desempenho do modelo na América Latina, enquanto Zaremba e Czapkiewicz (2017) e Leite et al. (2018) adotaram procedimentos metodológicos semelhantes para países do Leste Europeu, Índia e China. Mosoeu e Kodongo (2022) também encontraram relevância estatística no fator rentabilidade para um grupo seletivo de países.

Não obstante o mérito destes achados, tais estudos frequentemente utilizaram metodologias que divergem dos procedimentos seminiais, recorrendo predominantemente à agregação de empresas de múltiplos países em carteiras únicas para ajuste do modelo. A omissão do retorno esperado que um fator específico pode produzir ao investidor local representa uma lacuna informacional significativa. Ademais, a literatura revisada limitou-se à verificação da validade empírica dos modelos, negligenciando a investigação aprofundada dos canais econômicos subjacentes ao seu desempenho.

Embora o investimento em fatores de risco seja, *a priori*, neutro em relação ao sentimento do mercado, por ser baseado em fundamentos, presume-se que a baixa incerteza atrai *noise traders* (investidores não sofisticados). A negociação à margem da racionalidade fundamentalista por investidores não sofisticados possui o potencial de distorcer preços e diluir os prêmios dos fatores (Barberis; Thaler, 2003).

Por outro lado, a literatura indica que a alta incerteza reduz o sentimento do investidor (Rehman; Apergis, 2019; Zhang, 2019) e afasta *noise traders* (Da; Engelberg; Gao, 2011). Esse fenômeno comportamental é fundamentado por evidências de maior desempenho dos fatores em períodos de alta incerteza política nos Estados Unidos (Chan et al., 2020), de baixa atenção do investidor em Taiwan (Lin et al., 2017), e em cenários de sentimento *bearish* (Chen; Ho, 2020). Logo, em ambiente de baixo sentimento ou alta incerteza, infere-se que os fatores baseados em fundamentos apresentariam melhor desempenho, tais como os cinco fatores de Fama e French (2015).

Diante do exposto, argumenta-se que a alta incerteza afasta os *noise traders* dos mercados emergentes, permanecendo no mercado investidores sofisticados, que realizam análise com base em fundamentos. Nesse cenário, o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) apresentaria capacidade explicativa superior em comparação ao cenário de baixa incerteza.

Considerando que as análises ocorrem no nível das carteiras, optou-se por uma métrica de incerteza global externa às firmas: o *Chicago Board Options Exchange Volatility Index* (VIX). Evidências sugerem que o VIX captura a alta volatilidade de forma fidedigna do

mercado norte-americano (Tu; Hsieh; Wu, 2016) e transmite choques de risco que reduzem significativamente o fluxo de capitais em nações emergentes (Weiss; Prates, 2017; Gaio et al., 2018). Dessa maneira, a hipótese deste estudo é formulada da seguinte forma:

**H1:** A incerteza global influencia positivamente o desempenho do modelo de cinco fatores nos mercados emergentes.

Partindo desta premissa, este artigo conduz o atual teste empírico mais abrangente do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) direcionado a mercados emergentes que se tem conhecimento. Para tanto, calcularam-se os retornos dos fatores e estimou-se o modelo de precificação em 17 mercados emergentes que compõem o índice MSCI *Emerging Market Index*, analisando a sua capacidade de explicação ao longo do período de julho de 2007 a julho de 2022, sob diferentes condições de incerteza global. Ao alinhar-se estritamente aos procedimentos seminiais em estimações exclusivas país a país, este estudo supera mera replicação empírica, incorporando a lente metodológica da incerteza para compreender os canais econômicos que podem auxiliar a explicação da variação da eficácia dos fatores entre diferentes mercados, provendo, conseqüentemente, uma contribuição valiosa e prática para a alocação de ativos pelo investidor local.

## 2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Esta seção delinea os procedimentos empíricos adotados para investigar a eficácia do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) em mercados emergentes sob a ótica da incerteza global. A subseção 2.1 aborda os critérios de seleção da amostra, a coleta de variáveis financeiras e contábeis, as delimitações temporais e definição da *proxy* de incerteza. Na sequência, a subseção 2.2 descreve a sistemática de ordenação e formação das carteiras de teste e dos fatores de risco, formalizando a especificação das regressões de séries temporais e da estatística GRS empregadas para avaliar a capacidade do modelo de cinco fatores em precificar os retornos das carteiras de teste, com base nos interceptos das regressões e na estatística GRS.

### 2.1 DADOS E AMOSTRA

A amostra inicial compreendeu as empresas de capital aberto ativas, extraídas da plataforma Thomson Reuters Eikon<sup>®</sup> (TR), pertencentes ao MSCI *Emerging Market Index*, em dezembro de 2022, com a adição da Argentina, totalizando 25 países. Para evitar duplicidade, selecionou-se apenas a classe de ação com maior liquidez para cada empresa.

Procedeu-se à coleta de dados de mercado em frequência diária, entre 20 de dezembro de 2005 e 31 de dezembro de 2022, assim como dos dados contábeis consolidados anuais entre 2005 e 2020, expressos em moeda local. A coleta de dados em período anterior ao início efetivo das janelas de teste faz-se necessária para acomodar a defasagem temporal no alinhamento dos dados contábeis de  $t - 1$  com as formações de portfólios no ano  $t$ , além da estimação de métricas retrospectivas. Coletaram-se as taxas de juros de política monetária anualizada, com observação mensal, extraídas da base de dados do *International Monetary Fund*, compreendendo o período de janeiro de 2006 a dezembro de 2022.

Foram aplicados filtros de liquidez e de disponibilidade de dados para a definição da amostra final. Excluíram-se Egito, Emirados Árabes Unidos e Grécia, por apresentarem dados incompletos ou inexistentes quanto à taxa de juros. Países com menos de 70 empresas listadas (Colômbia, República Tcheca, Hungria e Qatar) foram removidos, para mitigar a possibilidade de formação de carteiras com menos de três ativos na interseção dos fatores. Por fim, o Kuwait foi excluído por falta de dados de mercado referentes ao ano de 2013.

A partir desta filtragem, calcularam-se os retornos mensais em excesso para o período de 30 de julho de 2007 a 30 de julho de 2022 (180 meses). A amostra final resultou em 17 mercados emergentes, subdivididos em três regiões: América Latina, composta por Argentina, Brasil, Chile, México e Peru; Ásia, compreendendo China, Coreia do Sul, Filipinas, Índia, Indonésia,

Malásia, Tailândia e Taiwan; e o bloco Europa, Oriente Médio e África, englobando África do Sul, Arábia Saudita, Polônia e Turquia.

Para inclusão nas carteiras, consideraram-se as empresas que apresentavam o valor de mercado válido em 31 de dezembro e 30 de junho de cada ano. A amostra final foi constituída por 12.584 empresas, com 1.675.184 observações de retornos mensais e 146.120 observações de variáveis contábeis anuais. O país com menor representatividade foi a Argentina (74 firmas), enquanto a China concentrou a maior quantidade (2.172 firmas).

Como *proxy* externa para a incerteza global, utilizou-se o VIX, extraído da plataforma TR, em periodicidade mensal e sincronizado com a janela temporal principal de retornos, entre julho de 2007 e junho de 2022.

O tratamento, a manipulação e a apresentação dos dados foram executadas através da linguagem de programação R, com ecossistema de pacotes *tidyverse* (Wickham et al., 2019).

## 2.2 VARIÁVEIS, MODELOS E TESTES

O Quadro 1 descreve os atributos de negociação empregados para desenvolvimento da pesquisa e a formalização dos retornos das carteiras.

Quadro 1 – Detalhamento dos atributos de negociação e formação de carteiras

Variável	Sigla	Mensuração
Retorno da carteira	$R_{ct}$	Retorno da carteira $c$ no mês $t$ (julho de $t$ até junho de $t + 1$ ), ponderado pelo valor de mercado.
Retorno de mercado	$R_{mt}$	Retorno da carteira de mercado no mês $t$ com todas as firmas da amostra.
Taxa livre de risco	$R_{ft}$	Taxa de juros livre de risco ( <i>short-term treasury yield</i> ) de cada país no mês $t$ (Fama; French, 1993, 2017).
Tamanho	$ME_{it}$	Valor de mercado (ME) do final do mês de junho do ano $t$ , removidas as firmas-observações com ME negativo.
<i>Book-to-market</i>	$BM_{it-1}$	Patrimônio líquido (PL) da empresa $i$ dividido pelo valor de mercado do ano $t - 1$ , excluídas as firmas-observações com PL negativo.
Retorno sobre o patrimônio líquido	$ROE_{it-1}$	Obtido pela divisão do resultado líquido do ano $t - 1$ pelo patrimônio líquido do ano $t - 1$ , filtradas as firmas-observações com PL negativo.
Varição total do ativo	$\Delta AT_{it-1}$	Razão do ativo total do ano $t - 1$ pelo ativo total do ano $t - 2$ , menos 1.

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: Todos os dados contábeis referem-se ao último exercício fiscal encerrado no ano anterior ao ano de formação da carteira, indexado em  $t - 1$ . Por exemplo: uma carteira formada em 30 de julho de 2007, o atributo contábil de cada firma é calculado utilizando o patrimônio líquido de 2006 e o valor de mercado de dezembro de 2006. A partir deste procedimento, em 30 de junho de cada ano referencial, as firmas são ordenadas de forma crescente pelo atributo correspondente, estabelecendo-se *breakpoints* para a classificação. Utilizando a mediana (50% da distribuição), classificam-se os valores situados abaixo da mediana como *low* e os maiores como *high*. O mesmo procedimento foi aplicado de forma independente para os demais atributos para a formação metodológica das carteiras teste e fatores de risco.

As carteiras de teste (variáveis dependentes) foram construídas decorrentes da interseção entre dois atributos, após a ordenação e classificação independente dos ativos. Primeiramente, as ações foram divididas em dois grupos de tamanho pela mediana. Simultaneamente, foram classificados em três grupos (menor/*low* — 30%, médio/*neutral* — 40%, e maior/*high* — 70%) para os demais atributos (valor, rentabilidade e investimento). A interseção dessas ordenações ( $2 \times 3$ ) resulta nas formações de seis carteiras para cada um dos atributos secundários, totalizando 18 portfólios de teste. A opção por uma quantidade reduzida de carteiras dependentes em relação aos quintis ( $5 \times 5$ ) originalmente propostos por Fama e French (2015) baseia-se em Garcia e Santos (2018), em função da menor quantidade de empresas constituintes

dos mercados emergentes da amostra *vis-à-vis* o mercado norte americano, evitando-se, desta forma, carteiras pouco diversificadas.

Para a construção dos fatores de risco, formaram-se carteiras decorrentes da interseção simultânea dos quatro atributos de negociação (tamanho, valor, rentabilidade e investimento). Os ativos foram ordenados e divididos de forma independente pelas respectivas medianas, adotando-se a abordagem  $2 \times 2 \times 2 \times 2$ , conforme detalhado no Quadro 2. Computou-se o retorno médio mensal ponderado por valor de cada carteira entre julho do ano  $t$  e junho do ano  $t + 1$ , com rebalanceamento anual periódico em junho.

Quadro 2 – Cálculo dos fatores de risco Tamanho, Valor, Rentabilidade e Investimento

Fator de risco	Composição
SMB	$(SVRC, SVRA, SVWC, SVWA, SGRC, SGRA, SGWC, SGWA) / 8 - (BVRC, BVRA, BVWC, BVWA, BGRC, BGRA, BGWC, BGWA) / 8$
HML	$(SVRC, SVRA, SVWC, SVWA, BVRC, BVRA, BVWC, BVWA) / 8 - (SGRC, SGRA, SGWC, SGWA, BGRC, BGRA, BGWC, BGWA) / 8$
RMW	$(SVRC, SVRA, SGRC, SGRA, BVRC, BVRA, BGRC, BGRA) / 8 - (SVWC, SVWA, SGWC, SGWA, BVWC, BVWA, BGWC, BGWA) / 8$
CMA	$(SVRC, BVRC, SVWC, BVWC, SGRC, BGRC, SGWC, BGWC) / 8 - (SVRA, BVRA, SVWA, BVWA, SGRA, BGRA, SGWA, BGWA) / 8$

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: Calcula-se a média com oito carteiras, caso todas existam, no período de estimação do fator; se contrário, a média é estimada com as carteiras existentes. Cada letra descreve um atributo, sendo eles: **S**-Small, **B**-Big; **V**-Value, **G**-Growth, **R**-Robust, **W**-Weak, **C**-Conservative e **A**-Aggressive.

O cálculo dos retornos mensais dos fatores de risco acompanhou as formulações apresentadas na Quadro 2, alinhado com Fama e French (2015) e Carvalho et al. (2021). A preferência pela abordagem  $2 \times 2 \times 2 \times 2$  justifica-se pela atribuição de pesos equivalentes a todos os atributos. Procedimento que, segundo Fama e French (2015), mitiga a incidência de prêmios ruidosos ocasionados por interferência de algum atributo não controlado.

Para testar a validade da hipótese da pesquisa, estimou-se o modelo de cinco fatores por meio de séries temporais (*time-series regressions*), empregando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme exposto na Equação 1:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta(MKT)_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + r(RMW)_t + i(CMA)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $R_{c,t}$  representa o retorno do portfólio  $c$  no mês  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a taxa livre de risco no mês  $t$ ;  $MKT_t$  indica o prêmio de risco do mercado (retorno do mercado excedente à taxa livre de risco) no mês  $t$ ;  $SMB_t$  (*small minus big*);  $HML_t$  (*high minus low*);  $RMW_t$  (*robust minus weak*) e  $CMA_t$  (*conservative minus aggressive*), representam, respectivamente, os prêmios dos fatores tamanho, valor, rentabilidade e investimento no mês  $t$ .

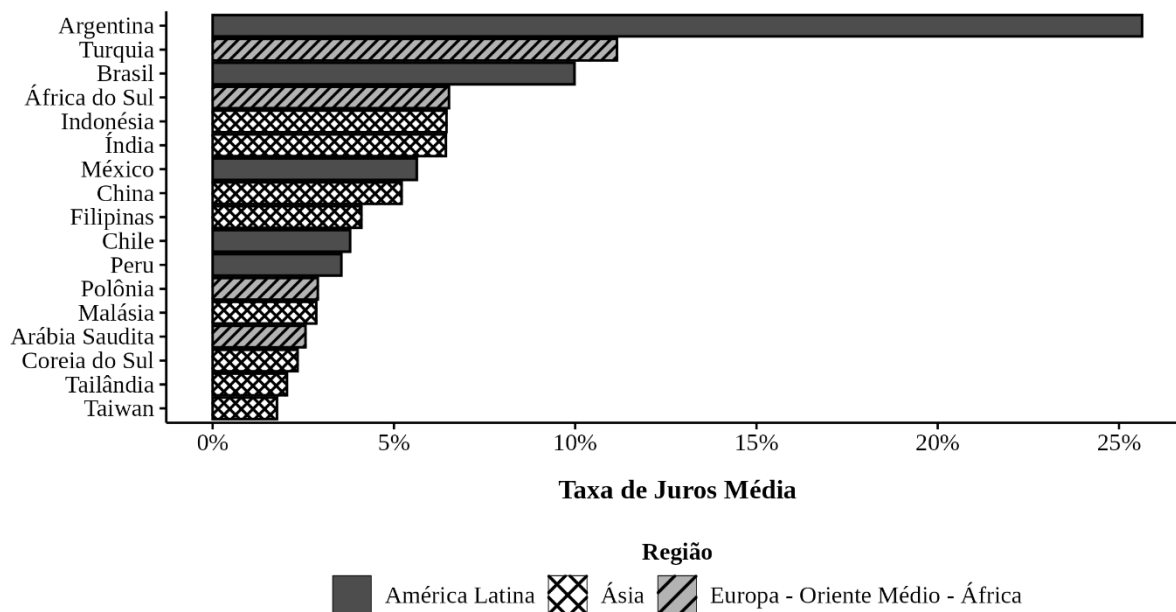
A equação 1 foi estimada em três cenários distintos: (i) período completo; (ii) alta incerteza global (períodos com VIX acima da mediana da amostra); e (iii) baixa incerteza global (períodos com VIX abaixo da mediana). Tal segregação baseia-se nos procedimentos de Chen e Ho (2020), que utilizaram métricas de sentimento do investidor para caracterizar o ambiente no mercado dos Estados Unidos.

Para avaliar o desempenho do modelo de precificação nos diferentes estados de incerteza, empregou-se a estatística GRS (Gibbons; Ross; Shanken, 1989), cuja hipótese nula postula que os interceptos das regressões de todas as carteiras são estatisticamente iguais à zero. Por fim, como procedimento da análise de robustez, avaliou-se a capacidade do modelo de explicar outros fatores de risco e reconstruíram-se os cinco fatores sob abordagem clássica alternativa de ordenação ( $2 \times 2$ ).

### 3 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente, examinaram-se as taxas de juro da política monetária dos países e a distribuição setorial das empresas da amostra, com o intuito de estabelecer um contexto macroeconômico interpretativo para os resultados do apreçamento.

Figura 1 – Taxas de Juros Média da Política Monetária



Fonte: *International Monetary Fund* (2025).

Nota: As taxas são anuais observadas mensalmente entre janeiro de 2006 e dezembro de 2022, sendo a média calculada a partir das 204 observações.

A figura 1 ilustra essa conjuntura sob a perspectiva da política monetária. Observa-se que a maior taxa média se concentra na América Latina, sendo impulsionada por Argentina e Brasil, que, ao lado da Turquia, figuram entre as maiores taxas da amostra. Em contrapartida, as menores taxas localizam-se na Ásia e Europa, Oriente Médio e África, com destaque para Taiwan. A manutenção de taxas reduzidas reflete um canal econômico alinhado ao nível de desenvolvimento dos mercados emergentes asiáticos, enquanto países com taxas mais elevadas tendem a utilizar este instrumento para a contenção inflacionária em conjunturas macroeconômicas mais instáveis. A distribuição das firmas por setor econômico (Tabela 1) complementa a análise estrutural.

Tabela 1 – Empresas da amostra por bloco geopolítico e setor econômico abrangente

Setor	América Latina			Ásia			Europa – Oriente Médio – África		
	<i>n</i>	<i>f<sub>r</sub></i>	<i>F<sub>i</sub></i>	<i>n</i>	<i>f<sub>r</sub></i>	<i>F<sub>i</sub></i>	<i>n</i>	<i>f<sub>r</sub></i>	<i>F<sub>i</sub></i>
Energia	23	2,9	2,9	299	3,0	3,0	56	3,1	3,1
Materiais Básicos	107	13,3	16,1	1.455	14,6	17,6	214	12,0	15,1
Consumo Não Cíclico	116	14,4	30,6	777	7,8	25,3	148	8,3	23,4
Utilidades Públicas	81	10,1	40,6	229	2,3	27,6	40	2,2	25,6
Imobiliário	65	8,1	48,7	611	6,1	33,7	168	9,4	35,0
Financeiro	115	14,3	63,0	656	6,6	40,3	284	15,9	50,9
Saúde	21	2,6	65,6	680	6,8	47,1	84	4,7	55,6
Indústria	98	12,2	77,8	1.954	19,6	66,7	256	14,3	69,9

Serviços Acadêmicos e Educacionais	8	1,0	78,8	27	0,3	66,9	11	0,6	70,6
Consumo Cíclico	134	16,6	95,4	1.716	17,2	84,1	299	16,7	87,3
Tecnologia e Telecomunicações	37	4,6	100,0	1.588	15,9	100,0	227	12,7	100,0
<b>Total</b>	<b>805</b>	<b>100</b>		<b>9.992</b>	<b>100</b>		<b>1.787</b>	<b>100</b>	

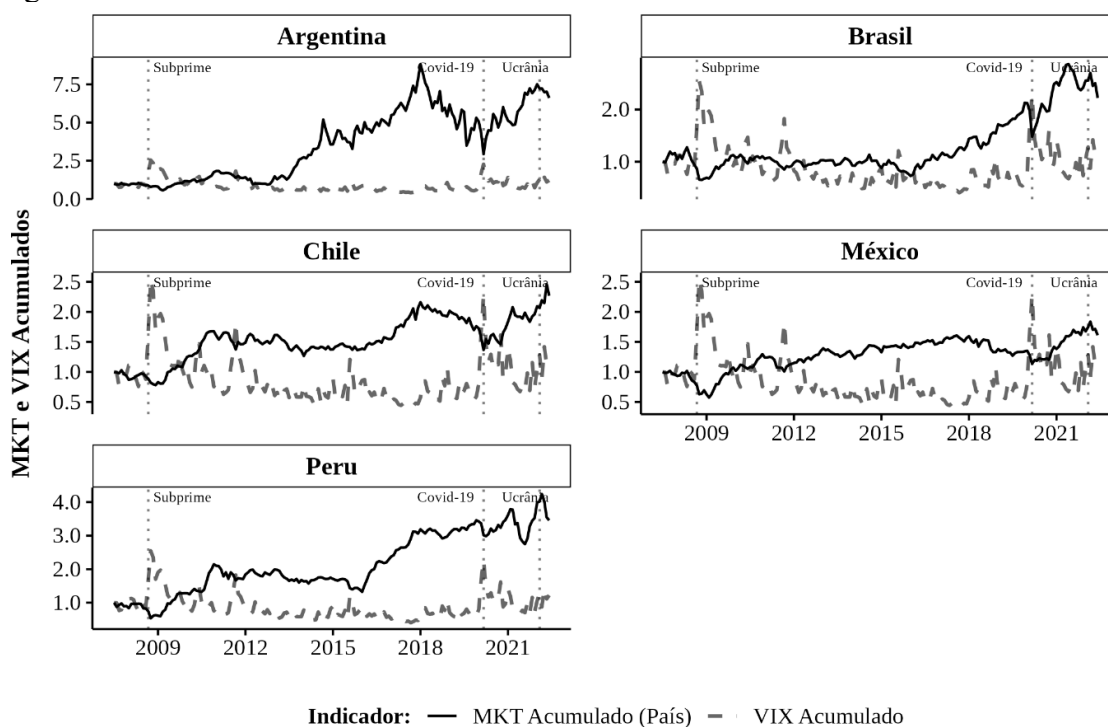
Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: Divisão setorial proposta pela plataforma TR. O símbolo  $n$  representa a quantidade de empresas,  $f_r$  indica a frequência relativa e  $F_i$  a frequência acumulada. Os setores foram dispostos em ordem crescente de complexidade de valor agregado, considerando Energia o mais básico e Tecnologia/Telecom o mais complexo. O setor financeiro encontra-se grafado em itálico para destacá-lo como o último setor da categoria básico.

Evidencia-se que os setores básicos possuem maior representatividade na América Latina e Europa, Oriente Médio e África, concentrando 63% e 50,9% das empresas, respectivamente. Por outro lado, os países da amostra localizados na Ásia apresentam aproximadamente 35% de suas empresas inseridas em setores de alto valor agregado, notadamente Indústria e Tecnologia/Telecom, embora países como Filipinas, Indonésia e Tailândia demonstrem maior dependência regional de setores básicos. No bloco Europa, Oriente Médio e África, a Polônia se destaca isoladamente, com 22% de suas firmas no setor de Tecnologia/Telecom.

As Figuras 2, 3 e 4 expõem a trajetória do índice VIX em comparação às carteiras de mercado regionais. Nota-se que o VIX atua como um termômetro da incerteza global, apresentando picos consistentes durante crises financeiras no período. Adicionalmente, verifica-se uma relação inversa em relação ao desempenho dos índices de mercado, os quais exibem trajetórias de crescimento pós-2007, com persistência notável nos países da amostra que estão no continente asiático.

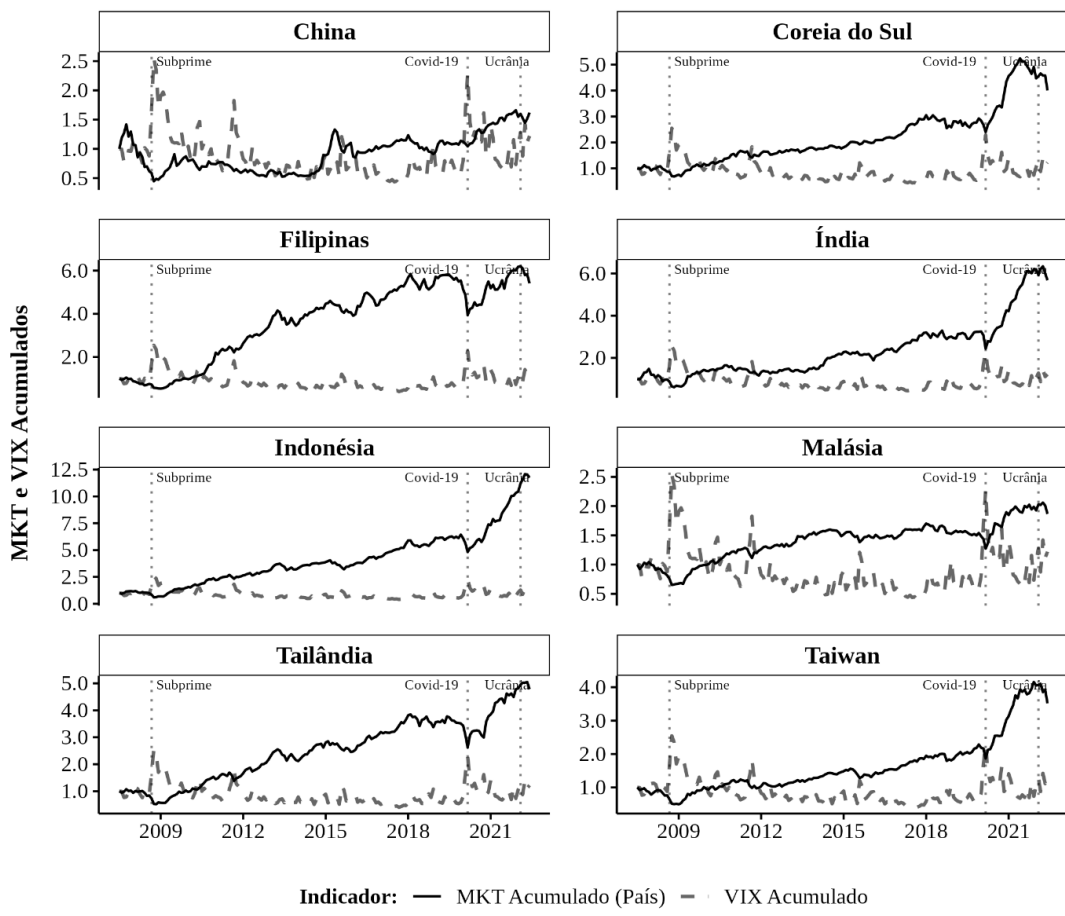
Figura 2 – Índice VIX e carteira de mercado na América Latina



Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: Para permitir consistência visual e padronização das escalas, as variações das séries foram acumuladas a partir de uma base inicial de 1. O período compreende 180 meses entre julho de 2007 e junho de 2022.

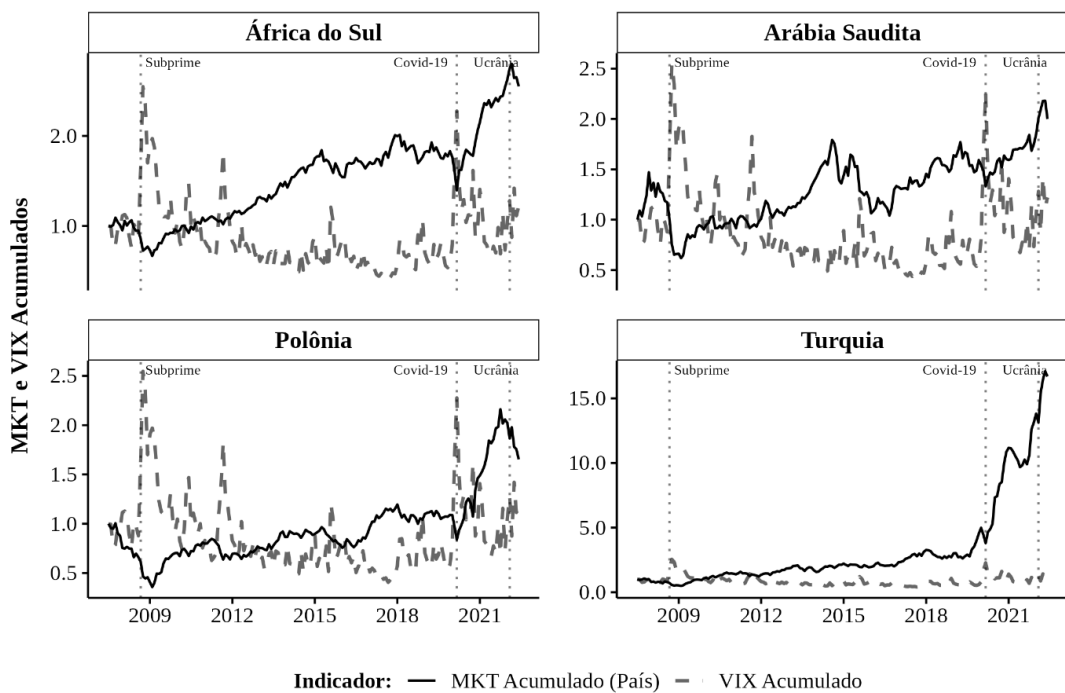
Figura 3 – Índice VIX e carteira de mercado na Ásia



Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: As variações das séries foram acumuladas a partir de uma base inicial de 1, seguindo a mesma estrutura metodológica descrita na Figura 2.

Figura 4 – Índice VIX e carteira de mercado na Europa, Oriente Médio e África



Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota. Segue a mesma padronização de escalas e período de análise detalhados na Figura 2.

Dando seguimento à estatística descritiva, analisaram-se os atributos de negociação empregados na formação das carteiras (valor de mercado, *book-to-market* (BM), retorno sobre o patrimônio líquido (ROE) e variação do ativo (VAT)), país a país, com ênfase nos índices escalonados BM e ROE. Para assegurar robustez das estimativas e seguindo os procedimentos de Jacobs (2016) para mercados emergentes, mitigaram-se as distorções oriundas de outliers, removendo-se do cálculo das estatísticas as observações do atributo BM inferiores a 0,01 e superiores a 100, bem como valores inferiores a -3 e superiores a 3 para o atributo ROE. Deste procedimento, observa-se que a China apresenta a menor avaliação contábil mediana ( $BM = 0,28$ ), enquanto a Malásia exibe a maior ( $BM = 1,17$ ). A Malásia, juntamente com a Coreia do Sul, também demonstrou a menor rentabilidade mediana da amostra. Em contrapartida, a maior mediana de ROE foi verificada na África do Sul.

Empregando os procedimentos de precificação de ativos, a análise transita para os retornos médios das carteiras dependentes (Tabela 2):

Tabela 2 – Retorno das carteiras formadas por Tamanho, Valor, Rentabilidade e Investimento

País		Tamanho x Valor		Tamanho x Rentabilidade		Tamanho x Investimento	
		<i>Growth</i>	<i>Value</i>	<i>Weak</i>	<i>Robust</i>	<i>Conservative</i>	<i>Aggressive</i>
<i>Painel A: América Latina</i>							
Argentina	<i>Small</i>	0,0132 [5]	0,0300 [8]	0,0275 [9]	0,0209 [6]	0,0312 [8]	0,0316 [6]
	<i>Big</i>	0,0164 [8]	0,0128 [5]	0,0132 [4]	0,0130 [7]	0,0160 [5]	0,0167 [7]
Brasil	<i>Small</i>	0,0140 [14]	0,0172 [35]	0,0161 [33]	0,0125 [15]	0,0159 [36]	0,0181 [20]
	<i>Big</i>	0,0023 [33]	0,0105 [12]	0,0129 [14]	0,0031 [32]	0,0122 [16]	0,0055 [32]
Chile	<i>Small</i>	0,0038 [8]	0,0158 [16]	0,0121 [15]	0,0089 [9]	0,0103 [14]	0,0076 [11]
	<i>Big</i>	0,0032 [16]	0,0115 [8]	0,0025 [8]	0,0043 [14]	0,0013 [10]	0,0050 [12]
México	<i>Small</i>	0,0092 [5]	0,0071 [17]	0,0069 [17]	0,0152 [7]	0,0071 [13]	0,0040 [11]
	<i>Big</i>	0,0013 [17]	0,0026 [5]	0,0049 [5]	0,0024 [15]	0,0043 [9]	-0,0003 [11]
Peru	<i>Small</i>	0,0087 [2]	0,0170 [8]	0,0064 [6]	0,0167 [3]	0,0112 [5]	0,0103 [4]
	<i>Big</i>	0,0047 [7]	0,0133 [1]	0,0064 [3]	0,0042 [6]	0,0130 [4]	-0,0006 [5]
<i>Painel B: Ásia</i>							
China	<i>Small</i>	0,0191 [136]	0,0180 [124]	0,0190 [188]	0,0175 [83]	0,0180 [178]	0,0179 [113]
	<i>Big</i>	0,0115 [140]	0,0041 [152]	0,0089 [88]	0,0066 [193]	0,0087 [100]	0,0086 [165]
Cor. do Sul	<i>Small</i>	0,0297 [60]	0,0250 [135]	0,0338 [136]	0,0218 [63]	0,0309 [122]	0,0249 [75]
	<i>Big</i>	0,0089 [137]	0,0112 [61]	0,0170 [61]	0,0086 [134]	0,0130 [72]	0,0080 [120]
Filipinas	<i>Small</i>	0,0435 [18]	0,0228 [32]	0,0403 [37]	0,0272 [11]	0,0929 [35]	0,0191 [17]
	<i>Big</i>	0,0059 [28]	0,0114 [15]	0,0224 [10]	0,0069 [35]	0,0198 [13]	0,0125 [31]
Índia	<i>Small</i>	0,0260 [55]	0,0365 [252]	0,0330 [228]	0,0331 [88]	0,0375 [214]	0,0285 [125]
	<i>Big</i>	0,0104 [259]	0,0195 [62]	0,0165 [86]	0,0110 [226]	0,0147 [106]	0,0119 [194]
Indonésia	<i>Small</i>	0,0281 [24]	0,0517 [78]	0,0482 [67]	0,0323 [29]	0,0548 [69]	0,0278 [42]
	<i>Big</i>	0,0105 [76]	0,0285 [22]	0,0268 [33]	0,0097 [70]	0,0215 [34]	0,0124 [60]
Malásia	<i>Small</i>	0,0290 [64]	0,0273 [151]	0,0346 [166]	0,0181 [57]	0,0359 [140]	0,0207 [87]
	<i>Big</i>	0,0036 [153]	0,0105 [65]	0,0090 [51]	0,0046 [159]	0,0056 [74]	0,0035 [127]
Tailândia	<i>Small</i>	0,0348 [44]	0,0284 [107]	0,0425 [108]	0,0186 [42]	0,0362 [97]	0,0256 [61]
	<i>Big</i>	0,0100 [108]	0,0166 [44]	0,0129 [44]	0,0078 [109]	0,0168 [54]	0,0094 [89]

País	Tamanho x Valor		Tamanho x Rentabilidade		Tamanho x Investimento		
	<i>Growth</i>	<i>Value</i>	<i>Weak</i>	<i>Robust</i>	<i>Conservative</i>	<i>Aggressive</i>	
Taiwan	<i>Small</i>	0,0238 [149]	0,0253 [271]	0,0325 [310]	0,0122 [124]	0,0274 [279]	0,0169 [177]
	<i>Big</i>	0,0072 [282]	0,0134 [159]	0,0194 [121]	0,0068 [306]	0,0137 [151]	0,0060 [253]
<i>Painel C: Europa – Oriente Médio – África</i>							
Áfr. do Sul	<i>Small</i>	0,0105 [12]	0,0141 [35]	0,0209 [29]	0,0077 [17]	0,0167 [28]	0,0101 [22]
	<i>Big</i>	0,0072 [34]	0,0135 [10]	0,0101 [16]	0,0034 [28]	0,0056 [18]	0,0050 [24]
A. Saudita	<i>Small</i>	0,0158 [20]	0,0132 [20]	0,0167 [29]	0,0100 [10]	0,0120 [25]	0,0166 [18]
	<i>Big</i>	0,0030 [20]	0,0120 [20]	0,0086 [11]	0,0049 [30]	0,0053 [14]	0,0098 [21]
Polônia	<i>Small</i>	0,0874 [38]	0,0247 [60]	0,0469 [63]	0,0202 [33]	0,0741 [60]	0,0374 [41]
	<i>Big</i>	0,0044 [52]	0,0069 [31]	0,0154 [28]	0,0041 [57]	0,0067 [31]	0,0035 [50]
Turquia	<i>Small</i>	0,0533 [34]	0,0416 [51]	0,0472 [59]	0,0396 [28]	0,0515 [55]	0,0347 [40]
	<i>Big</i>	0,0201 [51]	0,0245 [34]	0,0207 [26]	0,0144 [57]	0,0189 [33]	0,0173 [47]

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: Retornos médios em excesso das carteiras teste (variáveis dependentes) no período de julho de 2007 até junho de 2022. Os valores entre colchetes representam as quantidades médias de firmas por carteira. Os retornos das carteiras neutras omitidos por restrição de espaço. Consequentemente, existem mais seis carteiras por país não reportadas na tabela, correspondendo aos ativos entre os percentis 30 e 70% da distribuição dos atributos BM, ROE e VAT.

Os resultados demonstram a presença predominante dos efeitos tamanho, *book-to-market* e investimento, visto que, no geral, os retornos médios das carteiras compostas por empresas *small*, *value*, e *conservative* superam suas contrapartes. O ponto dissonante notável reside no prêmio de rentabilidade, no qual os retornos das empresas classificadas como *weak* superam consistentemente as ações *robust* na maioria das observações. Destaca-se também que a média de empresas *small* nas carteiras supera marginalmente a média de empresas *big*, indicando um balanceamento adequado na estruturação dos portfólios.

A Tabela 3 reporta os retornos médios dos fatores de risco para o período completo e para os subperíodos condicionados aos períodos de alta incerteza global e baixa incerteza global.

Tabela 3 – Retorno mensal médio dos fatores de risco de Fama e French (2015)

Período	País	MKT	SMB	HML	RMW	CMA
<i>Painel A: América Latina</i>						
<i>Completo</i>	<i>Argentina</i>	0,0164 <sup>***†</sup>	0,0098 <sup>***†</sup>	0,0036	-0,0000	0,0032
	<i>Brasil</i>	0,0066	0,0047	0,0045 <sup>***†</sup>	-0,0026	0,0003
	<i>Chile</i>	0,0054	0,0045	0,0061 <sup>****†</sup>	-0,0005	0,0011
	<i>México</i>	0,0036	0,0021	0,0005	0,0020	0,0008
	<i>Peru</i>	0,0091 <sup>***†</sup>	0,0014	0,0069 <sup>*</sup>	-0,0001	0,0004
<i>Alta Incerteza</i>	<i>Argentina</i>	<b>-0,0070</b>	0,0059	0,0007	-0,0004	-0,0019
	<i>Brasil</i>	<b>-0,0018</b>	<b>0,0080<sup>*</sup></b>	0,0009	<b>-0,0023</b>	-0,0005
	<i>Chile</i>	<b>0,0039</b>	0,0022	0,0048 <sup>†</sup>	-0,0020	0,0011
	<i>México</i>	<b>-0,0002</b>	<b>0,0024</b>	-0,0002	<b>0,0053</b>	<b>0,0036</b>
	<i>Peru</i>	<b>0,0072</b>	-0,0024	<b>0,0142<sup>***†</sup></b>	-0,0007	<b>0,0034</b>
<i>Baixa Incerteza</i>	<i>Argentina</i>	<b>0,0397<sup>****††</sup></b>	<b>0,0138<sup>*†</sup></b>	<b>0,0064</b>	<b>0,0004</b>	<b>0,0083<sup>†</sup></b>
	<i>Brasil</i>	<b>0,0150<sup>***††</sup></b>	0,0015	<b>0,0081<sup>***††</sup></b>	-0,0030	<b>0,0011</b>
	<i>Chile</i>	<b>0,0070<sup>***†</sup></b>	<b>0,0067</b>	<b>0,0073<sup>***†</sup></b>	<b>0,0009</b>	0,0011
	<i>México</i>	<b>0,0073<sup>***†</sup></b>	0,0017	<b>0,0012</b>	-0,0014	-0,0020
	<i>Peru</i>	<b>0,0110<sup>****††</sup></b>	<b>0,0052</b>	-0,0004	<b>0,0004</b>	-0,0026

Período	País	MKT	SMB	HML	RMW	CMA
<i>Painel B: Ásia</i>						
<i>Completo</i>	<i>China</i>	0,0064	0,0104 <sup>****††</sup>	-0,0007	-0,0015	-0,0001
	<i>Cor. do Sul</i>	0,0097 <sup>****††</sup>	0,0148 <sup>****††</sup>	-0,0016	-0,0047 <sup>****††</sup>	0,0018
	<i>Filipinas</i>	0,0107 <sup>****††</sup>	0,0241 <sup>***†</sup>	-0,0066 <sup>†</sup>	-0,0113	0,0224 <sup>****††</sup>
	<i>Índia</i>	0,0124 <sup>****††</sup>	0,0152 <sup>****††</sup>	0,0064 <sup>****††</sup>	-0,0009	0,0025 <sup>††</sup>
	<i>Indonésia</i>	0,0160 <sup>****††</sup>	0,0120 <sup>****††</sup>	0,0154 <sup>****††</sup>	-0,0032	0,0122 <sup>****††</sup>
	<i>Malásia</i>	0,0044 <sup>†</sup>	0,0180 <sup>****††</sup>	0,0018	-0,0073 <sup>****††</sup>	0,0009
	<i>Tailândia</i>	0,0110 <sup>****††</sup>	0,0174 <sup>****††</sup>	-0,0006	-0,0074 <sup>**</sup>	0,0014
	<i>Taiwan</i>	0,0087 <sup>****††</sup>	0,0100 <sup>****††</sup>	-0,0005	-0,0100 <sup>****††</sup>	0,0041 <sup>****††</sup>
<i>Alta Incerteza</i>	<i>China</i>	-0,0032	<b>0,0128</b> <sup>****††</sup>	-0,0020	<b>-0,0009</b>	-0,0003
	<i>Cor. do Sul</i>	0,0030	<b>0,0159</b> <sup>****††</sup>	-0,0023	-0,0074 <sup>****††</sup>	<b>0,0044</b>
	<i>Filipinas</i>	0,0068	<b>0,0377</b>	-0,0185	-0,0333	<b>0,0382</b> <sup>††</sup>
	<i>Índia</i>	0,0050	0,0117 <sup>**†</sup>	0,0054	-0,0019	<b>0,0037</b> <sup>††</sup>
	<i>Indonésia</i>	0,0130 <sup>**††</sup>	0,0094 <sup>††</sup>	0,0093 <sup>**††</sup>	<b>0,0053</b>	<b>0,0136</b> <sup>****††</sup>
	<i>Malásia</i>	0,0014	<b>0,0239</b> <sup>****††</sup>	-0,0007	-0,0135 <sup>****††</sup>	<b>0,0017</b>
	<i>Tailândia</i>	0,0066	<b>0,0195</b> <sup>****††</sup>	<b>0,0056</b>	-0,0099 <sup>**</sup>	<b>0,0017</b>
	<i>Taiwan</i>	0,0020	<b>0,0149</b> <sup>****††</sup>	-0,0022	-0,0143 <sup>****††</sup>	<b>0,0062</b> <sup>****††</sup>
<i>Baixa Incerteza</i>	<i>China</i>	<b>0,0160</b> <sup>****††</sup>	0,0081 <sup>**†</sup>	<b>0,0005</b>	-0,0021	<b>0,0001</b>
	<i>Cor. do Sul</i>	<b>0,0164</b> <sup>****††</sup>	0,0138 <sup>****††</sup>	<b>-0,0008</b>	<b>-0,0020</b>	-0,0008
	<i>Filipinas</i>	<b>0,0145</b> <sup>****††</sup>	0,0105 <sup>**†</sup>	<b>0,0054</b>	<b>0,0106</b> <sup>****††</sup>	0,0067 <sup>†</sup>
	<i>Índia</i>	<b>0,0197</b> <sup>****††</sup>	<b>0,0187</b> <sup>****††</sup>	<b>0,0074</b> <sup>****††</sup>	<b>0,0002</b>	0,0013
	<i>Indonésia</i>	<b>0,0189</b> <sup>****††</sup>	<b>0,0147</b> <sup>****††</sup>	<b>0,0215</b> <sup>****††</sup>	-0,0118 <sup>****††</sup>	0,0107 <sup>****††</sup>
	<i>Malásia</i>	<b>0,0073</b> <sup>****††</sup>	0,0122 <sup>****††</sup>	<b>0,0042</b> <sup>**†</sup>	<b>-0,0010</b>	0,0001
	<i>Tailândia</i>	<b>0,0153</b> <sup>****††</sup>	0,0153 <sup>****††</sup>	-0,0069 <sup>*</sup>	<b>-0,0049</b>	0,0011
	<i>Taiwan</i>	<b>0,0154</b> <sup>****††</sup>	0,0051 <sup>†</sup>	<b>0,0013</b>	<b>-0,0058</b> <sup>****††</sup>	0,0020
<i>Painel C: Europa – Oriente Médio – África</i>						
<i>Completo</i>	<i>Áfr. do Sul</i>	0,0060 <sup>**††</sup>	0,0067 <sup>**††</sup>	-0,0014	-0,0054 <sup>**</sup>	0,0033
	<i>A. Saudita</i>	0,0062 <sup>†</sup>	0,0065	0,0016 <sup>†</sup>	-0,0029	-0,0027
	<i>Polônia</i>	0,0044	0,0322 <sup>****††</sup>	-0,0169	-0,0223 <sup>††</sup>	0,0101 <sup>**††</sup>
	<i>Turquia</i>	0,0195 <sup>****††</sup>	0,0176 <sup>****††</sup>	0,0020 <sup>††</sup>	-0,0056 <sup>*</sup>	0,0058 <sup>*†</sup>
<i>Alta Incerteza</i>	<i>Áfr. do Sul</i>	0,0012	<b>0,0096</b> <sup>**††</sup>	-0,0026	-0,0085 <sup>**</sup>	<b>0,0061</b> <sup>*</sup>
	<i>A. Saudita</i>	0,0001	<b>0,0098</b>	-0,0029	-0,0052	<b>-0,0024</b>
	<i>Polônia</i>	-0,0067	<b>0,0515</b> <sup>*†††</sup>	-0,0267	-0,0383 <sup>†††</sup>	<b>0,0187</b> <sup>†††</sup>
	<i>Turquia</i>	0,0179 <sup>*</sup>	<b>0,0226</b> <sup>****††</sup>	-0,0038	-0,0082	<b>0,0077</b>
<i>Baixa Incerteza</i>	<i>Áfr. do Sul</i>	<b>0,0108</b> <sup>****††</sup>	0,0037	<b>-0,0003</b>	<b>-0,0023</b>	0,0005
	<i>A. Saudita</i>	<b>0,0124</b> <sup>**††</sup>	0,0032	<b>0,0062</b> <sup>**††</sup>	<b>-0,0005</b>	-0,0029
	<i>Polônia</i>	<b>0,0156</b> <sup>****††</sup>	0,0129 <sup>****††</sup>	<b>-0,0072</b>	<b>-0,0063</b>	0,0014
	<i>Turquia</i>	<b>0,0211</b> <sup>****††</sup>	0,0126 <sup>****††</sup>	<b>0,0078</b> <sup>**†</sup>	<b>-0,0030</b>	0,0039

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: O painel reporta, por bloco geopolítico, o retorno médio mensal dos fatores de risco entre julho de 2007 e junho de 2022 (180 meses) para o período completo. Os subperíodos de alta e baixa incerteza global (90 meses cada) correspondem, respectivamente, às observações situadas acima e abaixo da mediana do índice VIX da amostra. Valores grafados em negrito indicam prêmios superiores sob os regimes os regimes de incerteza em comparação ao período completo. A variável MKT representa o prêmio de risco do mercado (carteira ponderada por valor de todas as ações); SMB reflete o prêmio por tamanho; HML e o prêmio de valor (calculado via *book-to-market*); RMW refere-se ao prêmio de rentabilidade; e CMA indica o prêmio de investimento. Os valores VIF são todos

abaixo de 5, portanto não há evidência de colinearidade entre as variáveis independentes; teste t: \*\*\* p-valor <0,01, \*\* p-valor <0,05 e \* p-valor < 0,10. Wilcox: †††p-valor <0,01, ††p-valor <0,05 e †p-valor < 0,10.

No período completo, os fatores SMB e CMA apresentam retornos predominantemente positivos. Inversamente, os fatores RMW e HML exibem retornos negativos em vários países, divergindo das premissas teóricas tradicionais, mas corroborando com evidências empíricas prévias em mercados emergentes (Leite et al., 2018; Machado; Faff; Silva, 2017; Zaremba; Czapkiewicz, 2017). O fator SMB consolida-se como o prêmio mais robusto, permanecendo com desempenho positivo independente do regime de incerteza.

O desempenho inferior dos prêmios de natureza contábil (RMW e HML) alinha-se à premissa de que tais fatores apresentam eficácia reduzida fora de economias desenvolvidas (Jacobs, 2016). Essa disfunção pode ser decorrente da baixa qualidade informacional nestes países (Takamatsu; Lopes-Fávero, 2019), o que reduz a relevância dos fundamentos contábeis para o investidor. Ademais, argumenta-se que firmas intensivas em capital intangível não têm seu potencial de crescimento adequadamente evidenciado pela informação contábil tradicional. Essa hipótese explicaria a falha dos fatores RMW e HML nos países da amostra pertencentes à Ásia, que possuem forte dependência no setor de Telecomunicações e Tecnologia. Consequentemente, as baixas taxas de juros e bom desempenho do fator SMB nesta região parecem impulsionar o investimento em crescimento (*growth*) em detrimento do investimento em valor (*value*).

Ao condicionar a análise em à incerteza global, constatam-se assimetrias no comportamento dos prêmios de risco. Contrário à premissa inicial, observou-se uma elevação dos retornos na maioria dos fatores, com destaque para MKT, HML e RMW, durante o período de baixa incerteza global, em comparação com a janela completa. Contudo, em cenários de alta incerteza, conforme antecipado teoricamente pela mitigação de *noise traders*, verificou-se uma maximização dos prêmios de SMB e CMA nos países da Ásia e Europa, Oriente Médio e África, todavia já eficazes no período completo. Infere-se que os investidores que selecionam ativos baseados nestes dois fatores tendem a ampliar sua exposição a SMB e CMA perante o cenário de maior incerteza para preservar a rentabilidade de seus portfólios. Ressalta-se, por fim, que a ausência de significância estatística em alguns fatores reflete o elevado desvio-padrão e períodos curtos de dados em mercados emergentes (Carvalho et al., 2021; Leite et al., 2018), característica que não invalida sua importância na precificação.

Em sequência, a Tabela 4 sumariza os parâmetros das regressões do modelo de cinco fatores no período completo e sob regimes de alta e baixa incerteza global.

Tabela 4 – Modelo de cinco fatores sob diferentes condições de incerteza

País	Período completo			Alta incerteza			Baixa incerteza		
	$ \alpha $	$R^2$	GRS	$ \alpha $	$R^2$	GRS	$ \alpha $	$R^2$	GRS
<i>Painel A: América Latina</i>									
<i>Argentina</i>	0,0045	0,7209	0,9925	0,0053	0,6965	<b>0,9331</b>	0,0057	0,7448	<b>0,8980</b>
<i>Brasil</i>	0,0021	0,7759	0,8143	0,0027	0,8021	<b>1,1116</b>	0,0027	0,7444	<b>0,9300</b>
<i>Chile</i>	0,0017	0,7988	1,4571	0,0024	0,8398	<b>1,1878</b>	0,0020	0,7404	<b>0,7694</b>
<i>México</i>	0,0030	0,7228	2,2002	0,0028	0,7773	<b>1,4770</b>	0,0049	0,6021	<b>1,4438</b>
<i>Peru</i>	0,0035	0,6961	1,1465	0,0046	0,7410	<b>0,9908</b>	0,0039	0,6408	<b>0,9051</b>
<i>Painel B: Ásia</i>									
<i>China</i>	0,0011	0,9158	1,3073	0,0014	0,9193	<b>0,9393</b>	0,0011	0,9290	1,5093
<i>Coreia do Sul</i>	0,0014	0,8608	1,1063	0,0025	0,8956	1,3263	0,0021	0,7633	1,2260
<i>Filipinas</i>	0,0070	0,6530	1,2232	0,0101	0,6772	1,6603	0,0051	0,6102	<b>1,1459</b>

País	Período completo			Alta incerteza			Baixa incerteza		
	$ \alpha $	$R^2$	GRS	$ \alpha $	$R^2$	GRS	$ \alpha $	$R^2$	GRS
<i>Índia</i>	0,0013	0,9370	1,0283	0,0018	0,9507	<b>0,8119</b>	0,0022	0,9112	<b>0,7607</b>
<i>Indonésia</i>	0,0040	0,6981	1,7568	0,0036	0,7472	<b>1,0094</b>	0,0076	0,6333	2,2622
<i>Malásia</i>	0,0017	0,8559	1,9951	0,0032	0,8836	<b>1,6166</b>	0,0023	0,7780	<b>1,1581</b>
<i>Tailândia</i>	0,0017	0,8273	0,9558	0,0031	0,8250	<b>0,7859</b>	0,0016	0,8429	1,3794
<i>Taiwan</i>	0,0019	0,8982	1,6926	0,0027	0,9279	<b>1,4875</b>	0,0024	0,8019	1,7585
<i>Painel C: Europa – Oriente Médio – África</i>									
<i>África do Sul</i>	0,0022	0,6516	1,5174	0,0034	0,7024	<b>1,1549</b>	0,0026	0,5721	<b>1,1188</b>
<i>Arábia Saudita</i>	0,0013	0,8344	0,8611	0,0020	0,8494	<b>0,3890</b>	0,0021	0,8173	0,9418
<i>Polônia</i>	0,0058	0,7716	1,0402	0,0065	0,8186	<b>1,0130</b>	0,0049	0,5854	1,0670
<i>Turquia</i>	0,0051	0,7874	1,6796	0,0067	0,7962	<b>1,2273</b>	0,0047	0,8135	<b>1,3305</b>

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: Parâmetros resultantes da estimação do modelo de séries temporais:  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta(MKT)_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + r(RMW)_t + i(CMA)_t + \varepsilon_t$ . O período completo compreende 180 meses (de julho de 2007 a junho de 2022). Os subperíodos de alta e baixa incerteza global consistem em janelas de 90 meses situadas, respectivamente, acima e abaixo da mediana histórica do índice VIX. A mediana foi adotada para garantir equilíbrio amostral entre os regimes. O painel reporta a média dos interceptos de precificação absolutos ( $|\alpha|$ ), os coeficientes de determinação médios ( $R^2$ ) e a estatística GRS para as regressões das carteiras de teste contra os fatores de risco. Valores em negrito indicam estatísticas GRS inferiores às registradas no período completo. Os retornos das carteiras teste SG (*small growth*) no México, SG, BW (*big weak*) e SR (*small robust*) no Peru, foram excluídos dos testes de precificação devido limitação de observações em anos específicos, não compoem a estatística GRS final.

Para avaliar formalmente a capacidade explicativa do modelo, empregou-se a estatística GRS, onde reduções na magnitude da estatística GRS refletem um aprimoramento na precificação conjunta dos ativos pelo modelo.

Observa-se que o modelo de Fama e French (2015) apresenta melhor capacidade de precificação, refletida em menor estatística GRS, nos países da América Latina em períodos de baixa incerteza. Nesta região, a estatística GRS apresentou uma redução média de 28% em relação ao período completo, com exceção do mercado brasileiro. No cenário de baixa incerteza, constatou-se também uma elevação da eficiência do modelo na África do Sul, Índia e Malásia, com redução média de GRS em torno de 31%.

Em contrapartida, evidenciou-se a redução da estatística GRS em regimes de alta incerteza global em seis países da Ásia e todos com componentes do bloco Europa, Oriente Médio e África, parcialmente consistente com a hipótese da pesquisa. Na Ásia, a redução média da estatística GRS em alta incerteza foi de 24% em relação ao período completo. Nos países do bloco Europa, Oriente Médio e África, a redução média foi de 27%, atingindo seu pico na Arábia Saudita (aproximadamente 55%). Estes resultados são coerentes com o melhor desempenho isolado dos fatores SMB e CMA sob alta incerteza nessas regiões.

A análise dos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) indica que o modelo de cinco fatores explica, média, mais de 70% das variações dos retornos. Não obstante, os alfas de precificação mantiveram-se pequenos, embora as variações marginais entre os subperíodos exijam cautela interpretativa devido a menores observações em subperíodos. Ressalta-se que o valor do comportamento anômalo e persistentemente negativo dos fatores HML e RMW nos mercados asiáticos e mercados na Europa - Oriente Médio - África sugere a possibilidade de variáveis importantes omitidas.

A divergência em relação à hipótese inicial na região da América Latina, onde a baixa incerteza impulsionou a eficiência do modelo, pode ser ancorada na dinâmica do fluxo de

capital estrangeiro. Investidores institucionais estrangeiros exercem influência assimétrica e direcional sobre a precificação em mercados emergentes latino-americanos (Rudiawarni; Sulistiawan; Sergi, 2024). Beckmann, Boonman e Schreiber (2024) documentaram que as entradas de capital estrangeiro para Brasil, Chile e México retraem-se com a elevação do VIX. É plausível, portanto, que a mitigação da incerteza global atraia o capital sofisticado internacional de volta à América Latina, intensificando as estratégias de alocação baseadas em fatores e melhorando o ajustamento do modelo.

Por sua vez, a robustez da precificação sob alta incerteza na Ásia e Europa, Oriente Médio e África, legitima a hipótese primária do afastamento de *noise traders*. Neste ambiente, a dominância de investidores sofisticados amplia a exposição aos prêmios de risco mais eficazes na região (SMB e CMA). Tais achados convergem com Chen e Ho (2020), corroborando que em períodos de baixo sentimento (*bearish*), os modelos multifatoriais de fundamentos apresentam superioridade explicativa. Como procedimento de robustez adicional, a replicação do modelo por meio da ordenação fatorial  $2 \times 2$  confirmou qualitativamente os resultados da abordagem  $2 \times 2 \times 2$ . O ajustamento manteve-se superior sob alta incerteza em seis dos oito países asiáticos e em quase toda Europa, Oriente Médio e África, com a exceção da Polônia.

Por fim, avaliou-se a capacidade intrínseca do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) de absorver os retornos gerados por outros fatores de risco. A Tabela 5 demonstra os prêmios isolados dos fatores Lucro-Preço (LP), Retorno sobre Ativos (ROA), Volatilidade e Beta ( $\beta$ ).

Tabela 5 – Retorno mensal médio dos fatores univariados

País	Lucro-Preço	Retorno sobre Ativos	Volatilidade	Beta
<i>Painel A: América Latina</i>				
Argentina	0,0074	-0,0006	0,0053	-0,0036
Brasil	0,0058 <sup>†</sup>	-0,0085	-0,0037	0,0063
Chile	0,0042 <sup>††</sup>	-0,0041	-0,0060*	-0,0016
México	0,0050	-0,0049	-0,0056	0,0005
Peru	0,0107*	-0,0008	0,0046	-0,0028
<i>Painel B: Ásia</i>				
China	-0,0079 <sup>**††</sup>	-0,0027	-0,0065 <sup>†</sup>	0,0028
Coreia do Sul	0,0028	-0,0049	-0,0063 <sup>†</sup>	0,0010
Filipinas	0,0032	-0,0272*	-0,0077	-0,0047
Índia	0,0058*	-0,0041	-0,0116 <sup>**†</sup>	0,0057
Indonésia	0,0162 <sup>****††</sup>	-0,0200 <sup>****††</sup>	-0,0124 <sup>****††</sup>	-0,0090 <sup>*†</sup>
Malásia	0,0051 <sup>*††</sup>	-0,0092 <sup>****†</sup>	-0,0089*	0,0007
Tailândia	-0,0017	-0,0094 <sup>****††</sup>	-0,0120 <sup>****††</sup>	0,0067*
Taiwan	0,0031 <sup>†</sup>	-0,0095 <sup>**†</sup>	-0,0059	0,0014
<i>Painel C: Europa – Oriente Médio – África</i>				
África do Sul	-0,0039	-0,0055	-0,0152 <sup>****†</sup>	0,0037
Arábia Saudita	-0,0021	-0,0055	-0,0047	0,0028
Polônia	-0,0029	-0,0140 <sup>****†</sup>	-0,0317 <sup>****††</sup>	0,0026
Turquia	-0,0048	-0,0146 <sup>****†</sup>	-0,0227 <sup>**†</sup>	-0,0148 <sup>*†††</sup>

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: A tabela sumariza os prêmios isolados mensais de anomalias univariadas testadas no período de julho de 2007 a junho de 2022 (180 meses). O atributo LP corresponde a divisão do resultado líquido pelo valor de mercado no ano  $t - 1$ , excluídas as firmas com resultados negativos. O ROA equivale ao lucro antes de juros e impostos (EBIT) dividido pelo ativo total, ambos apurados no ano  $t - 1$ . O fator  $\beta$  foi estimado a partir da covariância dos retornos do ativo com carteira de mercado nos 12 meses anteriores à data de formação da carteira. A volatilidade

é o desvio-padrão dos retornos do ativo aferido nos 12 meses anteriores à formação de carteiras teste. Teste t: \*\*\* p-valor <0,01, \*\* p-valor <0,05 e \* p-valor < 0,10. Wilcox: †††p-valor <0,01, ††p-valor <0,05 e †p-valor < 0,10.

Constatou-se que o indicador LP produz diferenças estatisticamente distinguíveis de zero em diversos países, configurando-se como um substituto viável para o fator *book-to-market* (HML) em mercados onde este último apresenta uma eficácia reduzida, como Malásia e Taiwan. O prêmio associado a ROA apresentou baixo desempenho, em convergência com os achados referentes ao fator rentabilidade evidenciado anteriormente, corroborando com as conclusões de Jacobs (2016). Notadamente, a volatilidade documentou prêmios sistematicamente negativos. Essa evidência confirma o *Volatility Puzzle* nos mercados emergentes, refutando a premissa fundamental de que o mercado recompensa os ativos de maior variância com retornos superiores. A Tabela 6 reporta as regressões destas carteiras contra cinco regressores de Fama e French.

Tabela 6 – Alfas de Precificação das Regressões de Fatores Univariados contra o Modelo de cinco fatores de Fama e French (2015)

País	Lucro-Preço	Retorno sobre Ativos	Volatilidade	Beta
<i>Painel A: América Latina</i>				
<i>Argentina</i>	0,0054	-0,0010	0,0061	-0,0075
<i>Brasil</i>	0,0022	0,0008	0,0053	-0,0009
<i>Chile</i>	0,0035	0,0003	-0,0007	-0,0028
<i>México</i>	0,0028	-0,0060	-0,0052	0,0004
<i>Peru</i>	0,0049	-0,0023	0,0095*	-0,0070
<i>Painel B: Ásia</i>				
<i>China</i>	-0,0018	0,0028	-0,0008	0,0027
<i>Coreia do Sul</i>	0,0017	0,0028	0,0022	-0,0034
<i>Filipinas</i>	0,0020	-0,0136**	-0,0032	-0,0063
<i>Índia</i>	-0,0025	0,0057**	0,0012	-0,0032
<i>Indonésia</i>	0,0037	-0,0028	-0,0008	-0,0155***
<i>Malásia</i>	-0,0010	0,0036	0,0070*	-0,0088**
<i>Tailândia</i>	-0,0025	-0,0001	-0,0018	0,0020
<i>Taiwan</i>	0,0076**	0,0054*	0,0041	-0,0037
<i>Painel C: Europa – Oriente Médio – África</i>				
<i>África do Sul</i>	-0,0031	-0,0060	-0,0118***	0,0037
<i>Arábia Saudita</i>	-0,0012	-0,0008	-0,0014	-0,0001
<i>Polônia</i>	-0,0020	-0,0089*	-0,0224***	0,0000
<i>Turquia</i>	-0,0020	0,0052	-0,0065	-0,0140*

Fonte: Elaboração própria (2026).

Nota: A tabela demonstra os interceptos de precificação ( $\alpha$ ) resultantes das regressões de séries temporais dos prêmios em excesso dos fatores isolados (LP, ROA, Volatilidade e  $\beta$ ) contra os cinco fatores de Fama e French (2015). \*\*\* p-valor <0,01, \*\* p-valor <0,05 e \* p-valor < 0,10.

A escassez de alfas de precificação estatisticamente significantes atesta abrangência do modelo, confirmando sua eficácia teórica em explicar variações de portfólios não incluídos em seu escopo original de teste (Fama; French, 1993).

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desde a proposição do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015), testes empíricos globais têm documentado o seu desempenho inferior em países emergentes *vis-à-vis* mercados desenvolvidos. Este estudo teve o objetivo de investigar a hipótese de que a eficácia deste modelo de precificação é condicionada ao regime de incerteza global, à luz do argumento teórico de que ambientes de maior incerteza podem reduzir a atuação relativa de *noise traders* e consolida a atuação de investidores sofisticados com alocação baseada em fundamentos.

Encontraram-se evidências de que o modelo apresenta melhora relativa na capacidade de precificação sob alta incerteza global na vasta maioria dos países da Ásia e em todas as nações da amostra no bloco Europa, Oriente Médio e África. Nestes ambientes, os prêmios de risco associados a tamanho (SMB) e investimento (CMA) prevalecem como os vetores mais consistentes de precificação. Em contrapartida, os países da amostra pertencentes à região da América Latina revelaram uma dinâmica assimétrica, em que a mitigação da baixa incerteza global impulsionou a eficácia do modelo e maximizou o retorno dos fatores. Esta divergência sugere que, para a América Latina, a redução do risco global atua como um catalisador para o fluxo de capital estrangeiro sofisticado, que busca arbitragem em mercados emergentes por meio do investimento em fatores.

A análise irrestrita do período demonstrou falhas estruturais nos fatores de valor (HML) e rentabilidade (RMW), os quais apresentaram prêmios negativos e divergentes das premissas teóricas em diversas economias. Notadamente na Ásia, na África do Sul e na Polônia, a estratégia clássica de investimento em valor mostra-se preterida em relação a anomalias de crescimento e momento de mercado. Embora a significância geral do modelo corrobore achados agregados prévios da literatura (Carvalho et al., 2021; Zaremba; Czapkiewicz, 2017), o diferencial metodológico desta pesquisa, a estimação isolada em nível de país, impede o mascaramento de anomalias regionais e fornece uma diretriz pragmática rigorosa.

A principal contribuição prática deste estudo reside na sinalização tática aos investidores sobre quais fatores específicos produzem prêmios consistentes em cada jurisdição emergente analisada, evitando generalização ineficiente de estratégias norte-americanas. No âmbito teórico, a pesquisa demonstra que ineficiências frequentemente atribuídas aos modelos de precificação em mercados periféricos não decorrem necessariamente da ausência de fatores, mas sim da sensibilidade das estruturas de mercado e regimes de incerteza global.

Conclui-se que o investimento em fatores de risco permanece uma estratégia racional em mercados emergentes, desde que condicionada ao mapeamento da incerteza e às especificidades setoriais locais. Para pesquisas futuras, recomenda-se a exploração de métricas de incerteza locais e a investigação de fatores alternativos que possam substituir HML e RMW na precificação de economias caracterizadas por forte dependência de ativos intangíveis e tecnologia.

## REFERÊNCIAS

- BARBERIS, N.; THALER, R. A survey of behavioral finance. **Handbook of the Economics of Finance**, v. 1, p. 1053-1128, 2003. DOI: <https://doi.org/10.3386/w9222>
- BECKMANN, J.; BOONMAN, T. M.; SCHREIBER, S. Expectations, sentiments and capital flows to emerging market economies. **Emerging Markets Review**, v. 62, p. 101172, 2024. DOI: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4715723>
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R.; MONDINO, T. Emerging equity markets in a globalized world. **Emerging Markets Review**, v. 56, p. 101034, 2023. DOI: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2344817>
- 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. DOI: <https://doi.org/10.1590/1808-057x202111640>
- 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. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105749>
- CHEN, E.-T.; HO, J. C. Mispricing and the five-factor model under different market sentiments. **Heliyon**, v. 6, n. 6, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e04191>
- DA, Z.; ENGELBERG, J.; GAO, P. In search of attention. **The Journal of Finance**, v. 66, n. 5, p. 1461-1499, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01679.x>
- 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. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 116, n. 1, p. 1-22, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>
- 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. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.004>
- GAIO, L. E.; PIMENTA JÚNIOR, T.; LIMA, F. G.; PASSOS, I. C.; STEFANELLI, N. O. Value-at-risk performance in emerging and developed countries. **International Journal of Managerial Finance**, v. 14, n. 5, p. 591-612, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1108/IJMF-10-2017-0244>
- GARCIA, A. S.; SANTOS, A. A. P. dos. Dissecando anomalias com o modelo de cinco fatores para mercado acionário brasileiro. **Brazilian Review of Finance**, v. 16, n. 1, p. 81-122, 2018. DOI: <https://doi.org/10.12660/rbfin.v16n1.2018.74602>
- 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. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913625>

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World economic outlook database**. 2025. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2025/april>. Acesso em: abr. 2025.

JACOBS, H. Market maturity and mispricing. **Journal of Financial Economics**, v. 122, n. 2, p. 270-287, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.030>

LEITE, A. L.; KLOTZLE, M. C.; PINTO, A. C. F.; SILVA, A. F. da. Size, value, profitability, and investment: evidence from emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 36, p. 45-59, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.04.006>

LIN, C.; KO, K.-C.; LIN, L.; YANG, N.-T. Price limits and the value premium in the Taiwan stock market. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 41, p. 26-45, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2016.12.001>

MACHADO, M. A. V.; FAFF, R.; SILVA, S. C. da. Applicability of investment and profitability effects in asset pricing models. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 21, p. 851-874, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2017170027>

MORGAN STANLEY CAPITAL INTERNATIONAL. **MSCI emerging market index: 24 countries qualify as emerging markets as of April 2023**. 2023. Disponível em: <https://www.msci.com/indexes/group/emerging-markets-indexes>. Acesso em: abr. 2025.

MOSOEU, S.; KODONGO, O. The Fama-French five-factor model and emerging market equity returns. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 85, p. 55-76, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.10.023>

PANDEY, P.; SEHGAL, S. Investor sentiment and its role in asset pricing: an empirical study for India. **IIMB Management Review**, v. 31, n. 2, p. 127-144, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.iimb.2019.03.009>

REHMAN, M. U.; APERGIS, N. Sensitivity of economic policy uncertainty to investor sentiment: evidence from Asian, developed and European markets. **Studies in Economics and Finance**, v. 35, n. 2, p. 114-129, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1108/SEF-01-2019-0040>

RUDIAWARNI, F. A.; SULISTIAWAN, D.; SERGI, B. S. The role of the net purchase of stocks by foreign investors in boosting stock returns: evidence from the Indonesian stock market. **Economic Modelling**, v. 135, p. 106730, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106730>

TAKAMATSU, R. T.; LOPES-FÁVERO, L. P. Financial indicators, informational environment of emerging markets and stock returns. **RAUSP Management Journal**, v. 54, p. 253-268, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1108/RAUSP-10-2018-0102>

TU, A. H.; HSIEH, W.-L. G.; WU, W.-S. Market uncertainty, expected volatility and the mispricing of S&P 500 index futures. **Journal of Empirical Finance**, v. 35, p. 78-98, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2015.10.006>

WEISS, M. A.; PRATES, D. M. Análise teórica e empírica dos determinantes dos fluxos de capitais financeiros para os países em desenvolvimento no contexto da globalização financeira. **Nova Economia**, v. 27, p. 85-117, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2730>

WICKHAM, H. et al. Welcome to the tidyverse. **Journal of Open Source Software**, v. 4, n. 43, p. 1686, 2019. DOI: <https://doi.org/10.21105/joss.01686>

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. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2016.12.002>

ZHANG, B. Economic policy uncertainty and investor sentiment: linear and nonlinear causality analysis. **Applied Economics Letters**, v. 26, n. 15, p. 1264-1268, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1545073>