

## Risco soberano e o mercado financeiro brasileiro: análise via ARMAX-GARCHX<sup>a</sup>

*Sovereign Risk and the Brazilian Financial Market: Analysis via ARMAX-GARCHX*

Adilson Padovan Junior<sup>b</sup> 

Universidade Estadual de Maringá, Programa de Pós-Graduação em Economia,  
Maringá (PR), Brasil

Joilson Giorno<sup>c</sup> 

Universidade Estadual de Maringá, Departamento de Economia, Maringá (PR), Brasil

**Resumo:** Este estudo avaliou o impacto do risco soberano, mensurado pelo EMBI+, sobre os retornos e a volatilidade condicional do Ibovespa, por meio de modelos ARMAX-GARCHX e suas extensões assimétricas (E-GARCHX e GJR-GARCHX). Utilizando dados diários de 2015 a 2023 e estimação via grade algorítmica, os resultados indicam que o aumento do risco soberano exerce efeito negativo e significativo sobre o Ibovespa: um acréscimo de 1% no EMBI+ reduz o retorno condicional em cerca de 0,03% a 0,04% e eleva a volatilidade entre 1,3% e 2,2% no período subsequente. Os achados confirmam o comportamento assimétrico da volatilidade e destacam o risco-país como vetor relevante na reprecificação de ativos em mercados emergentes, com implicações diretas para decisões de portfólio, gestão de riscos e formulação de políticas econômicas.

**Palavras-chave:** Risco soberano. Mercados emergentes. Volatilidade condicional.

**Abstract:** This study evaluated the impact of sovereign risk, measured by the EMBI+, on the returns and conditional volatility of the Ibovespa, using ARMAX-GARCHX models

Editor responsável: Andreza Aparecida Palma | DOI: 10.5380/re.v47i90.100129

<sup>a</sup> Submissão: 18/06/2025 | Aprovação: 27/02/2026 | Publicação: 26/06/2026

<sup>b</sup> padovanjr@gmail.com | Concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

<sup>c</sup> jgiorno@uem.br | Análise dos dados e/ou documentos, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), Brasil. Os autores declaram não haver conflito de interesse. Após a publicação, os dados estarão disponíveis sob demanda aos autores.



Esta publicação está licenciada sob os termos de  
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

and their asymmetric extensions (E-GARCHX and GJR-GARCHX). Based on daily data from 2015 to 2023 and estimated through an algorithmic grid search, the results indicate that an increase in sovereign risk exerts a negative and statistically significant effect on the Ibovespa: a 1% rise in the EMBI+ reduces conditional returns by approximately 0.03% to 0.04% and raises volatility by between 1.3% and 2.2% in the subsequent period. The findings confirm the asymmetric behavior of volatility and highlight sovereign risk as a relevant driver in the repricing of assets in emerging markets, with direct implications for portfolio decisions, risk management, and economic policy formulation.

**Keywords:** Sovereign Risk. Emerging Markets. Conditional Volatility.

**JEL:** C58. F34. G12.

---

## 1. Introdução

No ambiente dinâmico das finanças, a interação entre risco e retorno emerge como uma dualidade fundamental, guiando as decisões dos investidores e a gestão de portfólios. Central para esse debate é a teoria da aversão ao risco, introduzida por Pratt (1964), que postula que os indivíduos possuem uma tendência inerente a evitar riscos, optando por investimentos que, embora possam oferecer retornos mais modestos, são percebidos como menos arriscados. Essa inclinação para a segurança é particularmente relevante no mercado de ações, onde a volatilidade é uma característica intrínseca, e a habilidade de prever e mitigar riscos torna-se um determinante-chave do sucesso financeiro.

No contexto específico do mercado financeiro brasileiro, essas dinâmicas podem se manifestar de maneira singular, influenciadas por uma combinação de fatores econômicos, políticos e sociais que moldam a percepção e a gestão do risco. A volatilidade do Ibovespa, índice de referência da Bolsa de Valores de São Paulo, reflete não apenas as condições econômicas internas, mas também eventos globais que impactam os mercados emergentes de forma significativa. Diante desse cenário, surgem questões importantes como: Há evidências de que choques negativos e positivos impactam de forma assimétrica a volatilidade diária do Ibovespa, elevando a incerteza independentemente da direção do choque? Ademais, o risco soberano exerce influência estatisticamente significativa sobre o índice? Caso afirmativo, qual a magnitude e o sentido dessa relação, tanto sobre os retornos quanto sobre a sua volatilidade condicional?

A pertinência desses questionamentos é reforçada pela ainda incipiente atenção dedicada ao Brasil enquanto foco principal de análise, sobretudo no uso sistemático de métodos econométricos para modelar a volatilidade condicional com variável exógena. Embora existam estudos que abordem o risco soberano em contextos comparativos, são menos frequentes as abordagens dedicadas especificamente ao caso brasileiro com foco quantitativo na relação entre risco-país e dinâmica do mercado acionário.

Neste contexto, o presente estudo tem como objetivo geral modelar a volatilidade condicional do Ibovespa a partir da inclusão do risco soberano como variável exógena, utilizando modelos ARMAX-GARCHX e suas extensões assimétricas. Para tanto, utiliza-se uma estratégia algorítmica de estimação em grade, que permite explorar de forma sistemática múltiplas especificações de

modelos, com diferentes combinações de ordens autorregressivas e de média móvel.

Por meio dessa abordagem, é possível avaliar a influência do EMBI+ sobre a média e a volatilidade dos retornos do Ibovespa, considerando potenciais efeitos assimétricos do índice de mercado brasileiro. Os resultados obtidos buscam oferecer subsídios empíricos relevantes para a literatura especializada e também para investidores e gestores interessados em compreender como choques de risco externo são incorporados à precificação de ativos no mercado brasileiro.

Para finalizar, além desta introdução, a Seção 2 discute o risco soberano e sua relação com os retornos de mercado, contextualizando a relevância do tema e os objetivos da pesquisa. A Seção 3 descreve os dados e a metodologia empregada, incluindo uma análise descritiva preliminar. A Seção 4 apresenta e discute os resultados empíricos, destacando as evidências encontradas e os padrões de volatilidade observados. Por fim, a Seção 5 reúne as considerações finais, sintetizando as principais conclusões do presente estudo.

## **2. Risco soberano e os retornos de mercado**

Compreender como o risco país afeta os mercados financeiros é uma das questões centrais da macrofinança contemporânea. A partir do referencial de Pratt (1964), que lança as bases da teoria da aversão ao risco, pesquisadores passaram a questionar: a decisão do investidor individual – tão influenciada pela percepção de risco – pode ser extrapolada para o nível macroeconômico? Em outras palavras, de que forma o risco país afeta a precificação de ativos e os fluxos de capital nos mercados domésticos?

A literatura recente oferece informações importantes. Montes e Tiberto (2012) destacam o papel da política monetária e da gestão da dívida pública na modulação do risco soberano no Brasil. Seus achados reforçam a ideia de que não basta olhar para indicadores econômicos tradicionais – é necessário considerar o grau de confiança nas instituições e a previsibilidade das políticas econômicas. Essa credibilidade institucional atua como um amortecedor do risco, influenciando diretamente os retornos do mercado acionário e a percepção dos agentes sobre a estabilidade do ambiente de negócios.

Complementando essa abordagem, Pontes e Rêgo (2022) introduzem a análise de redes complexas como uma ferramenta inovadora para investigar os efeitos sistêmicos de variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações. A partir de métricas topológicas das redes de ativos, os autores demonstram que indicadores como PIB, Risco-Brasil, taxa Selic e Ibovespa exercem influência estruturante na formação das conexões entre ativos, reforçando o papel organizador dessas variáveis no comportamento do mercado.

No entanto, a relação entre risco e retorno não é linear, nem estática. Whitelaw (2000), ao examinar o mercado norte-americano, mostra que mudanças nos regimes econômicos – especialmente no padrão de consumo – podem alterar radicalmente essa relação. Em cenários de alta incerteza, o tradicional trade-off entre risco e retorno pode não se sustentar, exigindo uma abordagem mais flexível e sensível ao contexto.

Ampliando a perspectiva para os mercados emergentes, Hammoudeh *et al.* (2013) investigam os BRICS, revelando que os *ratings* de risco financeiro possuem maior influência sobre os mercados de ações do que os *ratings* político-institucionais. Tal evidência é particularmente relevante para o Brasil, onde oscilações no grau de investimento e nas avaliações das agências de classificação de risco frequentemente geram reações significativas nos preços dos ativos e nos fluxos de capital. Nesse sentido, Kaminsky e Schmukler (2002) alertam para os efeitos de contágio associados às mudanças nas classificações de risco soberano. Em mercados interconectados, revisões negativas dos ratings não afetam apenas os títulos da dívida pública, mas também os preços das ações, gerando instabilidade financeira e ampliando a volatilidade de forma sistêmica.

Em conjunto, esses estudos convergem para uma conclusão clara: o risco soberano não é apenas uma variável de fundo, mas um componente ativo e dinâmico na determinação dos retornos de mercado. Ao influenciar expectativas, afetar o comportamento dos investidores e alterar a estrutura dos mercados, o risco país impõe-se como uma variável-chave na análise da volatilidade do mercado acionário e na formulação de estratégias de *hedge* e alocação de ativos. Diante desse contexto, a próxima seção descreve os dados utilizados e os procedimentos metodológicos adotados para investigar empiricamente essa relação para o caso específico brasileiro.

### 3. Dados e metodologia

Nesta seção, são apresentados os dados e a metodologia que envolvem a relação do Ibovespa, que representa o desempenho das ações mais negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo, e do Risco-Brasil, indicador do risco soberano medido pelo EMBI+<sup>1</sup> da JP Morgan. As amostras são diárias, abrangendo o período de 1º de janeiro de 2015 a 1º de junho de 2023. O Ibovespa foi escolhido por ser o principal índice do mercado de ações brasileiro, enquanto o Risco-Brasil oferece uma medida do risco soberano relevante para investidores locais e internacionais. Os dados para o Ibovespa foram obtidos do YAHOO INC. (2023), e os dados do Risco-Brasil (EMBI+), do Ipeadata (2023), com informações do JP Morgan.

Primeiramente, a análise descritiva combinou recursos gráficos, testes de estacionariedade e medidas de associação estatística, incluindo o coeficiente de correlação de Pearson (1896), apropriado para identificar relações lineares, além de métricas voltadas a associações monotônicas (movimento associado). Essas ferramentas são amplamente utilizadas para identificar padrões de dependência entre variáveis e caracterizar propriedades estatísticas fundamentais das séries temporais. Por fim, foram estimadas 243 variações de ordens de defasagem dos modelos ARMAX-GARCHX, incluindo as extensões GJR-GARCHX e E-GARCHX, que permitem a modelagem conjunta da média e da volatilidade condicional, além de incorporar efeitos assimétricos que podem estar presentes na série (Engle, 1982; Bollerslev, 1986; Nelson, 1991; Glosten; Jagannathan; Runkle, 1993).

A escolha das ordens ótimas foi realizada com base nos critérios de informação AIC e BIC, propostos por Akaike (1974) e Schwarz (1978), respectivamente. Embora o AIC tenda a selecionar modelos de maior complexidade – sendo, portanto, menos parcimonioso em amostras finitas – o BIC impõe penalização mais severa, favorecendo especificações mais simples e robustas (Lütkepohl, 1985; Lütkepohl; Schlaak, 2018). A adoção conjunta desses critérios busca assegurar equilíbrio entre qualidade de ajuste e parcimônia,

---

<sup>1</sup> Segundo o IPEA-DATA (2023), o EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*), elaborado pelo JP Morgan, mede o diferencial de rendimento (*spread*) entre os títulos da dívida de países emergentes e os títulos do Tesouro norte-americano. Esse índice reflete a percepção de risco soberano: quanto maior o valor, maior o risco percebido.

permitindo avaliar qual deles apresenta maior robustez na identificação das ordens ótimas dos modelos.

### 3.1 Método ARMAX-GARCHX com extensão GJR-GARCHX e E-GARCHX

O desenvolvimento de modelos que capturam a volatilidade dos retornos de ativos financeiros tem sido um tópico importante na econometria financeira, com contribuições significativas de Engle (1982) e Bollerslev (1986). Engle introduziu o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) para modelar a variação no tempo da volatilidade dos retornos de ativos, uma abordagem que foi posteriormente expandida por Bollerslev com o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*). Esses modelos são essenciais para entender a natureza dinâmica da volatilidade e são amplamente utilizados em análises financeiras.

Sendo assim, a abordagem adotada no presente estudo é quantitativa, focando na análise de séries temporais desses dois indicadores financeiros (Ibovespa e Risco-Brasil). As observações são feitas em intervalos de tempo discretos, representados por  $P_t$  nos momentos  $t = 0, 1, \dots, T$ . Com base na abordagem proposta por Tsay (2010), a análise começa com o cálculo do retorno logarítmico para as variáveis de interesse. Este cálculo é crucial para entender as variações nos valores desses índices entre períodos consecutivos, sendo o retorno logarítmico em um tempo específico  $t$  dado pela Equação (1).

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

Para investigar as variações nos log-retornos do Ibovespa e do Risco-Brasil, foram utilizadas modelagens ARMAX-GARCHX. Neste contexto, o log-retorno  $R_t$  é considerado como a variável dependente e modelado em um processo autorregressivo de ordem  $(n, o)$ . A Equação (2) descreve essa modelagem.

$$R_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^n \phi R_{t-i} + \sum_{j=1}^o \theta_j e_{t-j} + \rho X_{t-k} + e_t \quad (2)$$

$$e_t = \sigma_t z_t \quad (3)$$

Aqui,  $R_t$  representa o log-retorno do Ibovespa no tempo  $t$ , enquanto  $\mu_0$  é o termo constante do modelo. Os coeficientes  $\phi_i$  estão associados aos termos autorregressivos  $R_{t-i}$ , que capturam a influência dos log-retornos passados sobre o retorno atual. Já os coeficientes  $\theta_j$  estão relacionados aos termos de média móvel  $e_{t-j}$ , que refletem o impacto dos choques passados no retorno atual. O coeficiente  $\rho$  está ligado às variáveis exógenas  $X_{t-k}$ , que representam fatores externos que podem influenciar os retornos.

O termo de erro (Equação 3) é modelado como um processo GARCH, captando as variações inesperadas ou “choques” nos retornos dos ativos não explicados pelo componente autorregressivo com ordens  $(p, q)$ . Sendo a equação da volatilidade condicional  $\sigma_t^2$  descrita pela Equação (4).

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \rho X_{t-k} \quad (4)$$

Aqui,  $\sigma_t^2$  representa a volatilidade condicional, ou seja, a variância condicional dos retornos. No modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), a variância condicional  $\sigma_t^2$  é influenciada por choques passados ( $e_{t-i}^2$ ) e pela variância condicional passada ( $\sigma_{t-j}^2$ ). O termo  $\omega_0$  é uma constante,  $\alpha_i$  são os coeficientes que capturam o impacto dos choques passados e  $\beta_j$  são os coeficientes que refletem a persistência da volatilidade ao longo do tempo. O termo  $\rho X_{t-k}$  inclui o impacto das variáveis exógenas na variância condicional.

Para uma modelagem ainda mais precisa, consideramos a extensão E-GARCHX (*Exponential GARCH*) proposta por Nelson (1991), que captura assimetrias na volatilidade (Equação 5).

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{e_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{i=1}^p \gamma_i \frac{e_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \rho X_{t-k} \quad (5)$$

No modelo E-GARCH (*Exponential GARCH*), o logaritmo da variância condicional é modelado, o que permite capturar de maneira mais eficaz os efeitos assimétricos na volatilidade. Aqui, os coeficientes  $\alpha_i$  medem o impacto dos choques passados em termos absolutos, enquanto os coeficientes  $\gamma_i$  (termo de assimetria) capturam a direção dos choques (positivos ou negativos). Os coeficientes  $\beta_j$  refletem a persistência da volatilidade condicional.

Além disso, para uma análise mais abrangente, foi considerada também a extensão apresentada por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) – GJR-GARCH – que visa capturar características específicas como efeitos de alavancagem dos log-retornos do Ibovespa e do Risco-Brasil como descrito na Equação (6).

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i e_{t-i}^2 d_{t-1} + \rho X_{t-k} \quad (6)$$

No modelo acima (GJR-GARCH), a variância condicional incorpora um termo adicional  $d_{t-1}$ , que é uma variável indicadora que assume valor 1 se  $e_{t-i}$  for negativo, e 0 caso contrário. Este termo captura a assimetria nos choques, onde choques negativos têm um impacto diferente (geralmente maior) na variância condicional do que choques positivos. Os coeficientes  $\alpha_i$  e  $\beta_j$  têm interpretações similares ao modelo GARCH, enquanto os coeficientes  $\gamma_i$  medem o efeito adicional dos choques negativos.

Adicionalmente, a determinação das ordens ótimas dos modelos foi realizada com base em dois critérios de informação amplamente consolidados na literatura econométrica – o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Bayesian Information Criterion* (BIC) – propostos por Akaike (1974) e Schwarz (1978), respectivamente. As formulações são apresentadas nas Equações (7) e (8).

$$AIC = -2 \ln(\hat{L}) + 2k \quad (7)$$

$$BIC = -2 \ln(\hat{L}) + 2k \ln(T) \quad (8)$$

Onde  $(\hat{L})$  representa o valor máximo da função de verossimilhança,  $k$  é o número de parâmetros estimados e  $T$  o número de observações. Embora ambos busquem equilibrar ajuste e parcimônia, o AIC tende a selecionar modelos de maior ordem em amostras finitas, enquanto o BIC impõe penalização mais severa, favorecendo especificações mais parcimoniosas e consistentes assintoticamente (Lütkepohl, 1985; Lütkepohl; Schlaak, 2018).

Lütkepohl (1985) demonstrou que o BIC identifica mais frequentemente a ordem verdadeira e reduz o erro de previsão, ao passo que o AIC, embora menos parcimonioso, pode ser mais eficiente em termos de ajuste. Já, em seu trabalho posterior, Lütkepohl e Schlaak (2018) destacam que, em modelos com volatilidade condicional, o AIC pode gerar respostas ao impulso mais precisas.

Dessa forma, ambos os critérios foram aplicados e apresentados, permitindo comparar resultados sob diferentes estratégias de seleção e assegurar robustez e equilíbrio entre ajuste e parcimônia. Essa prática visa reforçar a validade dos resultados e garantir que as estruturas dinâmicas identificadas reflitam propriedades reais do processo gerador dos dados.

Por fim, a combinação de modelos ARMAX-GARCHX, E-GARCHX e GJR-GARCHX aplicada a séries de retornos do Ibovespa e do Risco-Brasil permite capturar de forma abrangente as características autorregressivas complexas e a heteroscedasticidade típicas do mercado financeiro brasileiro, oferecendo uma análise robusta da dinâmica entre risco e volatilidade.

### 3.2 Análise descritiva

Nesta seção, é apresentado o sumário estatístico dos retornos logarítmicos (log-retorno) para o Ibovespa e o Risco-Brasil. A Tabela 1 fornece uma visão detalhada das características estatísticas desses dois conjuntos de dados. A análise revela que ambos os conjuntos de dados, Ibovespa e Risco-Brasil, apresentam um padrão de variação considerável.

O Ibovespa possui uma média de 0,0004 e um desvio padrão de 0,0162, indicando uma variabilidade moderada. Por outro lado, o Risco-Brasil tem uma média ligeiramente negativa (-0,0001) e um desvio padrão maior (0,0243), o que sugere uma maior incerteza associada a esse indicador<sup>2</sup>.

Os testes de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) e PP (*Phillips-Perron*) apontam evidências consistentes de estacionaridade para ambas as séries em log-retorno. No teste ADF, os valores estatísticos foram de -11,9062 para o Ibovespa e -12,2597 para o Risco-Brasil, ambos com p-valor de 0,0001. De forma similar, o teste PP apresentou estatísticas de -50,2753 e -42,5994, respectivamente, também com p-valores de 0,0001. Esses resultados permitem rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade em ambos os casos, indicando que as séries são estacionárias – requisito essencial para a aplicação de modelos ARMAX-GARCHX, que assumem variáveis com média e variância constantes ao longo do tempo.

**Tabela 1 – Sumário de dados diários do Ibovespa e Risco-Brasil em log-retorno**

<b>Sumário</b>	<b>Ibovespa (log-retorno)</b>	<b>Risco Brasil (log-retorno)</b>
<b>Observações</b>	2070	2070
<b>Média</b>	0,0004	-0,0001
<b>Desvio Padrão</b>	0,0162	0,0243
<b>Mínimo</b>	-0,1599	-0,1433
<b>25%</b>	-0,0078	-0,0125
<b>50%</b>	0,0007	0,0001
<b>75%</b>	0,0092	0,0113
<b>Máximo</b>	0,1302	0,1949
<b>Teste ADF</b>	-11,9062	-12,2597
<b>ADF (P-valor)</b>	0,0001	0,0001
<b>Teste PP</b>	-50,2753	-42,5994
<b>PP (P-valor)</b>	0,0001	0,0001

Fonte: autoria própria.

<sup>2</sup> Parte dessa diferença pode ser atribuída à própria natureza econômica do risco soberano, que é altamente sensível a choques políticos, fiscais e externos. Além disso, é importante considerar que, mesmo após a transformação em log-retornos, a escala original dos valores do EMBI+ (medido em pontos-base e sujeito a variações abruptas) pode contribuir para a maior dispersão estatística observada, refletindo uma amplitude de flutuação relativamente mais alta do que a dos preços agregados do Ibovespa.

Notas: (i) O teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), proposto por Dickey e Fuller (1979), tem como hipótese nula ( $H_0$ ) a presença de raiz unitária, ou seja, a série é não estacionária. A hipótese alternativa ( $H_1$ ) indica estacionariedade da série. (ii) O teste PP (*Phillips-Perron*), desenvolvido por Phillips e Perron (1988), também adota como hipótese nula ( $H_0$ ) a existência de raiz unitária (não estacionariedade) e, como hipótese alternativa ( $H_1$ ), a estacionariedade da série.

Com base na confirmação estatística de estacionariedade, prossegue-se à análise gráfica das séries de log-retornos, conforme sintetizado no Quadro 1, que apresenta os gráficos de evolução temporal, dispersão, distribuição, *boxplot* e matriz de correlação dos log-retornos diários do Ibovespa e do Risco Brasil, no período de janeiro de 2015 a junho de 2023. Ambas as séries flutuam em torno de uma média próxima de zero, como é característico de log-retornos financeiros e compatível com processos estacionários, apresentando episódios de elevada volatilidade associados a choques macroeconômicos, instabilidades políticas e eventos exógenos, como a crise da COVID-19 em 2020. Tais episódios evidenciam a presença de agrupamentos temporais de volatilidade, um traço típico de heterocedasticidade condicional, no qual a variância condicional dos retornos depende de sua própria trajetória passada.

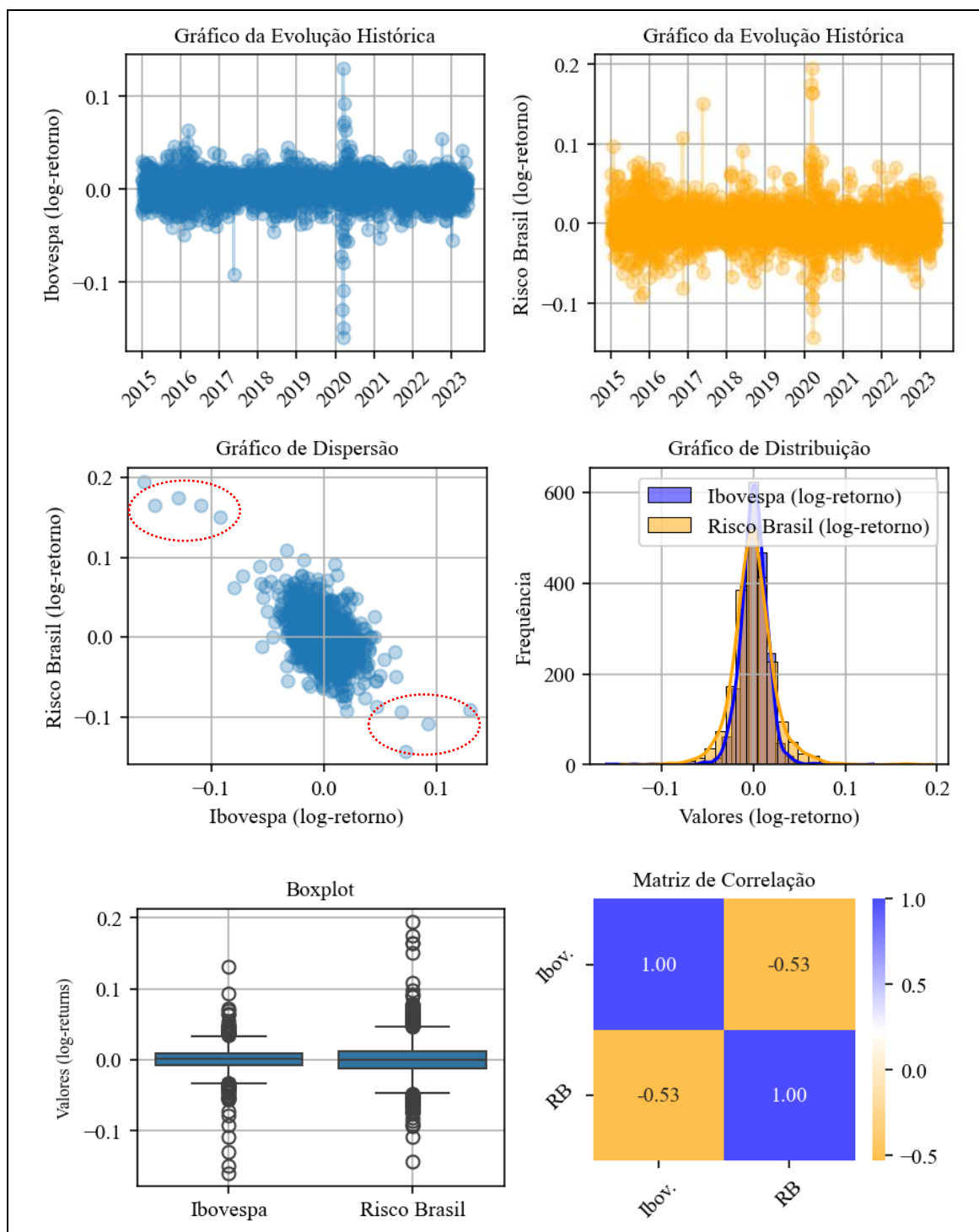
O gráfico de dispersão revela uma correlação negativa entre as séries: valorização do Ibovespa tende a ocorrer simultaneamente à redução no prêmio de risco soberano, ao passo que o aumento do risco-país está associado à retração do mercado acionário. Esse comportamento está fundamentado na dinâmica dos fluxos de capitais em economias emergentes: contextos de maior confiança doméstica e expectativas favoráveis quanto à política econômica atraem investimentos em ativos de risco, elevando o índice acionário e comprimindo os spreads soberanos.

Em contrapartida, choques negativos – como deterioração fiscal, instabilidade institucional ou elevação da aversão ao risco global – elevam o prêmio de risco exigido pelos investidores. Essa reprecificação é observada no aumento dos spreads dos títulos da dívida soberana brasileira negociados no mercado secundário, o que, por sua vez, eleva o valor do EMBI+ e exerce pressão negativa sobre os preços dos ativos domésticos.

As distribuições empíricas destacam diferenças relevantes na dispersão e na forma das séries. O log-retorno do Ibovespa exhibe maior concentração em torno da média, com distribuição mais simétrica e caudas relativamente estreitas,

sinalizando menor exposição a eventos extremos. Já o Risco Brasil apresenta uma distribuição mais dispersa e com caudas mais espessas, refletindo maior frequência de flutuações abruptas, possivelmente em resposta a eventos de natureza fiscal, política ou externa. Essa diferença sugere que o risco soberano é estruturalmente mais sensível a choques discretos do que o mercado acionário, cuja dinâmica tende a incorporar a informação de forma mais gradual.

**Quadro 1 – Gráficos da evolução histórica, dispersão, distribuição, *boxplot* e matriz de correlação para Ibovespa e risco-Brasil em log-retorno diário**



Fonte: autoria própria.

A análise dos *boxplots* reforça esses achados ao mostrar que ambas as séries são centradas em torno de zero, com o Risco Brasil apresentando maior quantidade

de *outliers*, especialmente na cauda superior, e leve superioridade na amplitude interquartílica. Isso indica maior variabilidade nos valores centrais e reforça a natureza mais reativa do EMBI+ frente a eventos de risco percebido, em contraste com a distribuição mais concentrada do Ibovespa.

A matriz de correlação resume a relação entre as variáveis com um coeficiente de Pearson de -0,53, evidenciando uma correlação negativa moderada. Essa interdependência é relevante tanto para a gestão de carteiras – permitindo estratégias de *hedge* entre ativos anticíclicos – quanto para a formulação de políticas econômicas, ao demonstrar como o risco-país e o mercado doméstico reagem de forma interligada às condições macroeconômicas e institucionais.

Em síntese, a análise gráfica, articulada aos testes de estacionariedade, confirma que os log-retornos do Ibovespa e do Risco Brasil exibem propriedades compatíveis com os principais pressupostos da teoria financeira aplicada: estacionariedade, assimetria e aparente leptocurtose (pico acentuado e maior probabilidade de eventos extremos). Além disso, a correlação negativa entre os ativos reforça a complexidade das interações entre variáveis financeiras em economias emergentes e justifica a adoção de modelos econométricos robustos que capturem conjuntamente a estrutura condicional da média e da variância.

#### 4. Resultados e discussões

No contexto da análise financeira aplicada, compreender a dinâmica condicional entre variáveis macroeconômicas e de mercado é essencial para a modelagem de retornos e volatilidade. Com base na análise exploratória e nos testes de estacionariedade previamente apresentados, foram estimados modelos ARMAX-GARCHX com diferentes especificações de volatilidade condicional (GARCH, E-GARCH e GJR-GARCH), considerando o log-retorno do Ibovespa como variável dependente e o log-retorno do Risco Brasil como exógena defasada.

**Tabela 3 – Resultados dos modelos ARMAX-GARCHX com extensões E-GARCH e GJR-GARCHX para a equação do Ibovespa com o risco-Brasil de variável exógena defasada (log-retorno diário)**

Modelo	n	o	p	q	AIC	BIC	VXREG	MXREG	AIC	BIC
S-GARCH	1	1	2	1	-5,71317	-5,68593	0,00064	-0,03062	1	0
S-GARCH	1	1	1	1	-5,71178	-5,68726	0,00052	-0,03315	0	1
E-GARCH	1	1	3	3	-5,71910	-5,67550	1,89368	-0,03441	1	0

E-GARCH	1	1	1	1	-5,71581	-5,68857	1,75050	-0,03673	0	1
GJR-GARCH	1	1	3	1	-5,71387	-5,67572	0,00039	-0,03434	1	0
GJR-GARCH	1	1	1	1	-5,71328	-5,68604	0,00032	-0,03489	0	1

Critério	Seleção AIC			Seleção BIC		
	S-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH	S-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH
<b>Modelo</b>	S-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH	S-GARCH	E-GARCH	GJR-GARCH
<b>Ordem ARMA</b>	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)
<b>Ordem GARCH</b>	(2,1)	(3,3)	(3,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)

Equação da Média Condicional						
<b>Mu</b>	0,00073*** (0,00026)	0,00065** (0,00026)	0,00066** (0,00026)	0,00071*** (0,00025)	0,00064** (0,00025)	0,00066** (0,00026)
<b>AR (1)</b>	0,39094*** (0,10748)	0,30003*** (0,05523)	0,41804 (0,26409)	0,36751*** (0,10940)	0,32939*** (0,09038)	0,37274** (0,14735)
<b>MA (1)</b>	- 0,45274*** (0,10454)	- 0,35270*** (0,05341)	-0,47601* (0,25677)	- 0,42643*** (0,10677)	- 0,38526*** (0,08844)	-0,43097*** (0,14321)
<b>MXREG (1)</b>	-0,03062** (0,01554)	-0,03441** (0,01500)	-0,03434** (0,01558)	-0,03315** (0,01550)	-0,03673** (0,01542)	-0,03489** (0,01585)

Equação da Volatilidade Condicional						
<b>Ômega</b>	0,00001*** (0,00001)	-0,69874*** (0,08218)	0,00001*** (0,00001)	0,00001*** (0,00001)	-0,38397*** (0,05368)	0,00001*** (0,00001)
<b>Alpha (1)</b>	0,02121 (0,02248)	-0,03488* (0,01925)	0,00001 (0,03124)	0,07394*** (0,00506)	-0,05430*** (0,02047)	0,04239*** (0,01211)
<b>Alpha (2)</b>	0,07191*** (0,02747)	-0,01695 (0,01358)	0,04842 (0,04639)	- -	- -	- -
<b>Alpha (3)</b>	- -	-0,07145*** (0,01687)	0,00001 (0,03662)	- -	- -	- -
<b>Beta (1)</b>	0,84367*** (0,01414)	0,88155*** (0,00599)	0,87813*** (0,00979)	0,87435*** (0,00557)	0,95523*** (0,00626)	0,87534*** (0,01145)
<b>Beta (2)</b>	- -	-0,85722*** (0,00599)	- -	- -	- -	- -
<b>Beta (3)</b>	- -	0,89439*** (0,00017)	- -	- -	- -	- -
<b>VXREG (1)</b>	0,00064*** (0,00002)	1,89368*** (0,51676)	0,00039** (0,00016)	0,00052*** (0,00014)	1,75050** (0,88764)	0,00032*** (0,00008)
<b>Gamma (1)</b>	- -	0,15200*** (0,02432)	0,05301 (0,04497)	- -	0,14606*** (0,02974)	0,05867** (0,02333)
<b>Gamma (2)</b>	- -	0,07818*** (0,01728)	0,08944 (0,06939)	- -	- -	- -
<b>Gamma (3)</b>	- -	0,07073*** (0,02365)	-0,09780* (0,05345)	- -	- -	- -

<b>Log-Lik.</b>	5917,42228	5929,54558	5922,13693	5914,97919	5920,15176	5917,53583
<b>AIC</b>	-5,71317	-5,71910	-5,71387	-5,71178	-5,71581	-5,71328
<b>BIC</b>	-5,68593	-5,67550	-5,67572	-5,68726	-5,68857	-5,68604
<b>LM (Het.)</b>	0,5539	0,3422	0,5685	0,5710	0,9349	0,9819
<b>Ljung-Box</b>	0,53204	0,70941	0,57781	0,63101	0,66863	0,55007

Fonte: autoria própria utilizando linguagem de programação R, de acordo com R CORE TEAM (2024).

Notas: i) Os asteriscos denotam o nível de significância estatística dos coeficientes: \*\*\*  $p < 0.01$  (significância a 1%); \*\*  $p < 0.05$  (significância a 5%); \*  $p < 0.1$  (significância a 10%).

ii) Os números entre parênteses são os erros padrões associados a cada estimador de coeficiente.

iii) Log-Lik. (Logaritmo da verossimilhança) - Indica o quão bem o modelo se ajusta aos dados.

iv) AIC (Critério de Informação de Akaike) e BIC (Critério de Informação Bayesiano) - Critérios para seleção de modelo onde menores valores indicam um ajuste superior.

v) LM (*Lagrange Multiplier*), com p-valor associado à hipótese nula ( $H_0$ ) de homocedasticidade<sup>3</sup>.

vi) Ljung-Box, com p-valor associado à hipótese nula ( $H_0$ ) de ausência de autocorrelação<sup>4</sup>.

A Tabela 3 apresenta, na parte superior, o resumo dos modelos ARMAX-GARCHX que obtiveram os menores valores dos critérios de informação AIC e BIC, respectivamente – identificados como as especificações mais adequadas segundo cada critério de seleção (Binárias 1 e 0). Já na parte inferior da tabela, são detalhados os resultados completos dos seis modelos correspondentes: os três primeiros selecionados com base no AIC e os três seguintes conforme o BIC. Observa-se que as extensões S-GARCH, E-GARCH e GJR-GARCHX exibem valores muito próximos de log-verossimilhança, AIC e BIC, indicando desempenho estatístico equivalente entre as formulações.

Além disso, os testes de diagnóstico – LM para heterocedasticidade e Ljung-Box para autocorrelação – não apontaram indícios de misspecificação, corroborando a adequação das estimativas. De modo geral, os resultados confirmam a robustez dos modelos escolhidos e evidenciam que o Risco-Brasil exerce influência estatisticamente significativa tanto na média condicional quanto na volatilidade do Ibovespa.

Desse modo, para fins de clareza interpretativa, a continuidade da análise dos resultados foi conduzida em três dimensões complementares: (i) a primeira aborda o comportamento estatístico-econométrico dos parâmetros e a dinâmica da volatilidade no Ibovespa; (ii) a segunda compara, de forma quantitativo-percentual, os impactos do risco soberano entre as diferentes especificações; e a

<sup>3</sup> De acordo com Breusch e Pagan (1979).

<sup>4</sup> De acordo com Ljung e Box (1978) e Enders (2015).

(iii) terceira discute as implicações econômico-financeiras dos resultados, à luz da literatura e da teoria do risco-retorno.

Na dimensão estatístico-econométrica (i), os critérios de informação AIC e BIC apresentaram resultados consistentes quanto à dinâmica da média condicional, com ambos identificando ordens ARMA(1,1), o que confirma que os retornos diários do Ibovespa exibem apenas dependência temporal de curta duração. As principais diferenças concentram-se na modelagem da variância condicional: enquanto o AIC seleciona especificações mais complexas – com ordens GARCH superiores a (1,1) –, o BIC favorece estruturas mais parcimoniosas do tipo GARCH(1,1), estatisticamente estáveis e de interpretação mais direta. Essa evidência reforça que a volatilidade do índice é adequadamente capturada por modelos de baixa ordem, conferindo ao BIC maior robustez<sup>5</sup> inferencial na identificação das ordens ótimas.

A partir dessas especificações, os resultados indicam que o coeficiente da constante ( $\mu$ ) manteve-se positivo e estatisticamente significativo, sinalizando a presença de um retorno médio positivo mesmo na ausência de choques contemporâneos – possível reflexo de um prêmio de risco estrutural característico de economias emergentes. A análise dos parâmetros da equação de variância condicional ( $\omega$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$ ) revela uma volatilidade persistente e assimétrica, em que choques passados exercem efeitos significativos sobre a variância dos retornos. Os modelos com termos de assimetria ( $\gamma$ ) confirmam o efeito alavancagem, indicando que choques negativos ampliam mais intensamente a volatilidade (GJR-GARCH), enquanto a formulação logarítmica do E-GARCH, que capta assimetrias bidirecionais, sugere que períodos de otimismo também se associam a variações relevantes da volatilidade.

---

<sup>5</sup> Observando a tabela 4, nota-se que os valores de AIC são sistematicamente menores (mais negativos) que os de BIC – o que indica melhor ajuste *in-sample*, mas com maior número de parâmetros. O BIC, ao contrário, selecionou especificações mais simples, porém com resultados muito próximos de ajuste e sem perda substancial de verossimilhança (Log-Lik.). Isso mostra que o BIC atingiu parcimônia sem comprometer a qualidade do ajuste, o que é desejável quando há risco de sobreajuste em séries voláteis como o Ibovespa diário.

**Tabela 4 – Impacto percentual estimado do aumento de 1% no Risco Brasil (EMBI+) sobre os retornos e a volatilidade do Ibovespa no período seguinte (t+1)**

Modelo	Fórmula de cálculo do impacto na variância	Cálculo passo a passo	Variação estimada da volatilidade	Impacto no retorno médio
<b>S-GARCH (BIC)</b>	$\% \Delta \sigma_t^2 = \frac{\rho \cdot X_t}{\bar{\sigma}^2} \times 100$	$(0,00052 \times 0,01) / (0,00024164) \times 100 = 2,15 \%$	<b>2,15%</b>	<b>-0,033%</b>
<b>E-GARCH (BIC)</b>	$\% \Delta \sigma_t^2 = (e^{(\rho \cdot \Delta X_t)} - 1) \times 100$	$(2,718^{1,7505 \times 0,01} - 1) \times 100 = 1,76 \%$	<b>1,76%</b>	<b>-0,037%</b>
<b>GJR-GARCH (BIC)</b>	$\% \Delta \sigma_t^2 = \frac{\rho \cdot X_t}{\bar{\sigma}^2} \times 100$	$(0,00032 \times 0,01) / (0,0002469) \times 100 = 1,30 \%$	<b>1,30%</b>	<b>-0,035%</b>

Fonte: elaboração própria, com base nas estimativas dos modelos ARMAX-GARCHX.

Notas: i) As variações são obtidas por meio da inversão da função de variância estimada, o que permite expressar os coeficientes como elasticidades marginais da volatilidade condicional em relação ao fator exógeno, de acordo com a forma funcional aditiva (efeito linear direto) ou logarítmica (relação exponencial) de cada modelo. Nos modelos lineares, como o S-GARCHX e o GJR-GARCHX, o efeito da variável exógena é incorporado de maneira aditiva, enquanto no E-GARCHX assume forma exponencial em razão da modelagem logarítmica da variância (Engle, 1982; Bollerslev, 1986; Nelson, 1991; Glosten, Jagannathan & Runkle, 1993).

ii) As estimativas representam variações marginais aproximadas, condicionais à estrutura do modelo e sob hipótese de tudo o mais constante - *ceteris paribus*.

iii) Os valores de variância média ( $\bar{\sigma}^2$ ) foram obtidos a partir da série de volatilidade condicional estimada por cada modelo selecionado, calculada como a média de  $\sigma_t^2$  extraída das estimativas dos modelos diretamente no R ( $\bar{\sigma}^2 = 0,00024164$  para S-GARCH e  $\bar{\sigma}^2 = 0,0002469$  para GJR-GARCH).

iv) A sigla (BIC) indica que os modelos correspondem às especificações selecionadas com base no menor valor do *Bayesian Information Criterion* (Schwarz, 1978).

A segunda dimensão (ii) da análise, de caráter quantitativo-comparativo, examina o impacto do risco soberano (EMBI+ defasado) sobre o retorno e a volatilidade condicional do mercado acionário brasileiro. A Tabela 4 sintetiza os resultados estimados para os modelos selecionados pelo menor valor do *Bayesian Information Criterion* (BIC), apresentando os cálculos passo a passo e as respectivas interpretações.

O coeficiente MXREG(1), que mensura o efeito do EMBI+ sobre o nível dos retornos, apresentou valores negativos e estatisticamente significativos em

todas as especificações ( $-0,03062$  no S-GARCH,  $-0,03441$  no E-GARCH e  $-0,03489$  no GJR-GARCH de acordo com critério de seleção BIC). Essas magnitudes indicam uma relação inversa e robusta entre o risco-país e o desempenho do Ibovespa: em média, um aumento de 1% no EMBI+ reduz o retorno condicional do índice em aproximadamente 0,03% a 0,04% no período seguinte.

Na equação de variância, os coeficientes VXREG(1) revelam que o risco soberano exerce efeito positivo sobre a volatilidade condicional, ainda que com intensidades distintas entre os modelos. Nos modelos lineares S-GARCH e GJR-GARCH, os valores estimados (0,00052 e 0,00032, respectivamente) sugerem um impacto aditivo de baixa magnitude, no qual uma variação de 1% no EMBI+ eleva a variância condicional do Ibovespa em cerca de 2,15 % e 1,30 %, respectivamente. No modelo E-GARCH, o coeficiente<sup>6</sup>,  $\rho = 1,7505$  reflete um efeito multiplicativo e não linear pelo qual o mesmo acréscimo de 1% no risco-país implica um aumento aproximado de 1,76 % na volatilidade condicional (t+1).

Por fim, na dimensão econômico-financeira (iii), os resultados reforçam que o Risco Brasil (EMBI) exerce influência significativa tanto sobre o retorno médio quanto sobre a intensidade da volatilidade dos retornos do Ibovespa, evidenciando a sensibilidade estrutural do mercado acionário brasileiro às percepções de risco soberano. O impacto negativo sobre os retornos – consistente em todas as especificações – confirma que elevações no risco-país deprimem os preços dos ativos, enquanto reduções no EMBI favorecem a valorização dos ativos domésticos. Esse resultado está em linha com a teoria de aversão ao risco de Pratt (1964), segundo a qual investidores demandam prêmios mais altos diante de maior incerteza.

O efeito positivo sobre a volatilidade condicional reforça o papel amplificador da incerteza macroeconômica, em linha com os achados de Kaminsky e Schmukler (2002) e Hammoudeh *et al.* (2013), que associam a deterioração do risco soberano ao aumento da instabilidade e do contágio entre mercados emergentes. A presença de assimetrias nos modelos E-GARCH e GJR-

---

<sup>6</sup> O coeficiente elevado do parâmetro  $\rho$  no modelo E-GARCH decorre da especificação logarítmica da variância condicional, expressa como  $\ln(\sigma_t^2)$  em contraste com as versões lineares S-GARCHX e GJR-GARCHX, nas quais a variância é modelada de forma aditiva em níveis. Assim, uma mesma variação em  $X_t$  produz um impacto exponencial sobre  $\sigma_t^2$  no E-GARCH, gerando coeficientes numericamente mais altos, ainda que economicamente comparáveis em termos percentuais, por exemplo.

GARCH complementa essa evidência, ao demonstrar que choques de sinais opostos produzem respostas distintas da volatilidade, resultado compatível com as interpretações de Whitelaw (2000) e Pontes e Rêgo (2022) sobre o papel dos regimes de risco e do comportamento sistêmico na dinâmica de preços de ativos.

Diante disso, os resultados ressaltam a importância de políticas econômicas orientadas à estabilidade institucional e à credibilidade macroeconômica, fundamentais não apenas para conter a volatilidade, mas também para sustentar a valorização dos ativos e favorecer a atração de investimentos.

## 5. Considerações finais

A teoria da aversão ao risco, originalmente formulada por Pratt (1964), estabelece um arcabouço teórico essencial para compreender o comportamento dos agentes econômicos frente à incerteza, ao indicar que os investidores demandam compensações adicionais – prêmios de risco – para aceitar ativos mais voláteis ou incertos. Essa predisposição a evitar perdas influencia diretamente a forma como os mercados precificam ativos financeiros, especialmente em contextos de instabilidade macroeconômica, como os frequentemente observados em economias emergentes.

Neste estudo, ao empregar os modelos ARMAX-S-GARCHX, E-GARCHX e GJR-GARCHX para modelar os retornos do Ibovespa condicionados ao comportamento do risco soberano (mensurado pelo EMBI+), observou-se que o Risco-Brasil exerce um impacto estatisticamente significativo e consistente sobre a dinâmica do mercado acionário brasileiro para o período analisado.

A presença de efeitos assimétricos detectada nos modelos E-GARCHX e GJR-GARCHX para os dados diários, reforça a importância de se considerar não apenas o nível de risco, mas também a direção e natureza dos choques: enquanto o E-GARCH indicou maior resposta da volatilidade a choques positivos, o GJR-GARCH apontou maior sensibilidade a choques negativos, característica típica do efeito de alavancagem.

Os coeficientes negativos estimados para a variável exógena MXREG(1) indicam que elevações no risco soberano estão associadas à redução dos retornos condicionais do Ibovespa, corroborando a hipótese de que a deterioração da percepção de risco compromete as expectativas de valorização dos ativos

domésticos. Nesse sentido, um aumento de 1% no EMBI+ está relacionado a uma queda média de aproximadamente 0,03% a 0,04% nos retornos esperados do índice para o período subsequente ( $t+1$ ). Em termos econômicos, isso demonstra que a confiança dos investidores é sensível a variações na percepção de risco, levando-os a demandar prêmios mais elevados em contextos de maior incerteza.

Por sua vez, os coeficientes positivos da variável VXREG(1), significativos em todas as especificações, mostram que a elevação do Risco-Brasil aumenta a volatilidade condicional do Ibovespa. Um acréscimo de 1% no EMBI+ está associado a um aumento entre 1% e 2% na variância condicional ( $t+1$ ), refletindo um efeito positivo e consistente sobre a instabilidade do mercado. Esse resultado é compatível com a noção de que, em cenários de incerteza elevada, os agentes ampliam suas revisões de expectativas, o que se traduz em oscilações mais intensas nos preços dos ativos.

Esses achados oferecem contribuições relevantes para a literatura empírica sobre mercados emergentes, ao evidenciar, com base em dados de alta frequência e metodologia econométrica robusta, que o risco soberano não apenas afeta os níveis de retorno esperados, mas também a estrutura condicional de volatilidade do mercado acionário. Tal evidência reforça a racionalidade da teoria da aversão ao risco em contextos práticos, ao mostrar que investidores reagem de forma sistemática à deterioração do ambiente macroeconômico e institucional.

Por fim, os resultados obtidos neste estudo ressaltam a importância da gestão ativa de riscos em mercados como o brasileiro. Para gestores e formuladores de política econômica, torna-se evidente que medidas que visem reduzir o prêmio de risco soberano – por meio de maior estabilidade fiscal, previsibilidade regulatória e confiança institucional – tendem a gerar efeitos positivos não apenas sobre os retornos médios dos ativos, mas também sobre sua estabilidade intertemporal. Dessa forma, o risco-país configura-se como uma variável-chave para a compreensão e antecipação dos movimentos do Ibovespa, revelando-se indispensável para estratégias de *hedge*, precificação de ativos e alocação eficiente de portfólios em ambientes marcados por incerteza.

## Referências

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1287–1294, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366A, p. 427–431, 1979.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 4. ed. Hoboken: Wiley, 2015.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, v. 48, n. 5, p. 1779–1801, 1993.

HAMMOUDEH, S.; SARI, R.; UZUNKAYA, M.; LIU, T. The dynamics of BRICS country risk ratings and domestic stock markets, U.S. stock market and oil price. *Mathematics and Computers in Simulation*, v. 94, p. 277–294, 2013.

IPEA-DATA. *EMBI+ Risco-Brasil*. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?module=M&serid=40940>. Acesso em: 10 jun. 2023.

KAMINSKY, G.; SCHMUKLER, S. L. Emerging market instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns? *The World Bank Economic Review*, v. 16, n. 2, p. 171–195, 2002.

LÜTKEPOHL, H. Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, v. 6, n. 1, p. 35–52, 1985.

LÜTKEPOHL, H.; SCHLAAK, T. Choosing between different time-varying volatility models for structural vector autoregressive analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 80, n. 4, p. 715–735, 2018.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: evidence for Brazil. *Economic Modelling*, v. 29, n. 5, p. 1666–1678, 2012.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, v. 59, n. 2, p. 347–370, 1991.

PEARSON, K. Mathematical contributions to the theory of evolution. III. Regression, heredity and panmixia. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A*, London, v. 187, p. 253–318, 1896.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.

PONTES, L. S.; RÊGO, L. C. Impact of macroeconomic variables on the topological structure of the Brazilian stock market: a complex network approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, v. 604, 2022.

PRATT, J. W. Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, v. 32, n. 1/2, p. 122–136, 1964.

R CORE TEAM. *R: a language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2024.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, Oxford, v. 65, n. 2, p. 297–303, 1978.

TSAY, R. S. *Analysis of financial time series*. 3. ed. Hoboken: Wiley, 2010.

WHITELAW, R. F. Stock market risk and return: an equilibrium approach. *The Review of Financial Studies*, v. 13, n. 3, p. 521–547, 2000.

YAHOO INC. *Yahoo Finance API*. Disponível em: <https://finance.yahoo.com/quote/API/>. Acesso em: 10 jun. 2023.

**Anexo A – Modelos ARMAX-GARCHX do Ibovespa e Risco País (EMBI+)**

Variações S-GARCH				Variações E-GARCH				Variações GJR-GARCH															
n	o	p	q	AIC	BIC	MXREG	VXREG	n	o	p	q	AIC	BIC	MXREG	VXREG	n	o	p	q	AIC	BIC	MXREG	VXREG
1	1	1	1	-5,71178	-5,68726	-0,03315	0,00052	1	1	1	1	-5,71581	-5,68857	-0,03673	1,75050	1	1	1	1	-5,71328	-5,68604	-0,03489	0,00032
1	2	1	1	-5,71082	-5,68357	-0,03327	0,00052	1	2	1	1	-5,71486	-5,68489	-0,03681	1,75191	1	2	1	1	-5,71064	-5,68067	-0,03365	0,00000
1	3	1	1	-5,70995	-5,67998	-0,03332	0,00052	1	3	1	1	-5,71394	-5,68125	-0,03679	1,75570	1	3	1	1	-5,70988	-5,67718	-0,03462	0,00000
2	1	1	1	-5,71080	-5,68356	-0,03213	0,00052	2	1	1	1	-5,71486	-5,68489	-0,03677	1,75093	2	1	1	1	-5,71231	-5,68234	-0,03495	0,00032
2	2	1	1	-5,71007	-5,68010	-0,03340	0,00052	2	2	1	1	-5,71422	-5,68152	-0,03696	1,71915	2	2	1	1	-5,71006	-5,67736	-0,03480	0,00000
2	3	1	1	-	-	-	-	2	3	1	1	-	-	-	-	2	3	1	1	-5,71068	-5,67526	-0,03537	0,00032
3	1	1	1	-5,70992	-5,67995	-0,03319	0,00053	3	1	1	1	-5,71392	-5,68123	-0,03665	1,75536	3	1	1	1	-5,71143	-5,67873	-0,03494	0,00032
3	2	1	1	-	-	-	-	3	2	1	1	-	-	-	-	3	2	1	1	-	-	-	-
3	3	1	1	-	-	-	-	3	3	1	1	-	-	-	-	3	3	1	1	-	-	-	-
1	1	1	2	-5,71080	-5,68355	-0,03315	0,00052	1	1	1	2	-5,71503	-5,68506	-0,03676	1,72263	1	1	1	2	-5,71231	-5,68234	-0,03486	0,00032
1	2	1	2	-5,70985	-5,67988	-0,03327	0,00052	1	2	1	2	-5,71407	-5,68138	-0,03686	1,72642	1	2	1	2	-5,71136	-5,67866	-0,03498	0,00032
1	3	1	2	-5,70898	-5,67629	-0,03332	0,00052	1	3	1	2	-5,71315	-5,67773	-0,03684	1,72767	1	3	1	2	-5,71048	-5,67506	-0,03506	0,00032
2	1	1	2	-5,70983	-5,67986	-0,03317	0,00052	2	1	1	2	-5,71430	-5,68160	-0,03590	1,69379	2	1	1	2	-5,71135	-5,67865	-0,03495	0,00032
2	2	1	2	-5,70910	-5,67641	-0,03340	0,00052	2	2	1	2	-5,71344	-5,67802	-0,03701	1,69308	2	2	1	2	-5,71060	-5,67518	-0,03519	0,00031
2	3	1	2	-5,70823	-5,67281	-0,03366	0,00052	2	3	1	2	-	-	-	-	2	3	1	2	-5,70971	-5,67157	-0,03537	0,00032
3	1	1	2	-5,70896	-5,67626	-0,03319	0,00053	3	1	1	2	-5,71313	-5,67771	-0,03669	1,72650	3	1	1	2	-5,71046	-5,67504	-0,03494	0,00032
3	2	1	2	-	-	-	-	3	2	1	2	-	-	-	-	3	2	1	2	-	-	-	-
3	3	1	2	-	-	-	-	3	3	1	2	-5,71391	-5,67304	-0,02999	1,81490	3	3	1	2	-	-	-	-
1	1	1	3	-5,70986	-5,67989	-0,03314	0,00052	1	1	1	3	-5,71498	-5,68229	-0,03770	1,99884	1	1	1	3	-5,71137	-5,67868	-0,03487	0,00032
1	2	1	3	-5,70892	-5,67623	-0,03328	0,00052	1	2	1	3	-5,71402	-5,67860	-0,03779	2,00201	1	2	1	3	-5,71042	-5,67501	-0,03500	0,00032
1	3	1	3	-5,70801	-5,67260	-0,03332	0,00052	1	3	1	3	-5,71309	-5,67495	-0,03771	2,00387	1	3	1	3	-5,70952	-5,67137	-0,03506	0,00032
2	1	1	3	-5,70891	-5,67622	-0,03329	0,00052	2	1	1	3	-5,71403	-5,67861	-0,03777	2,00107	2	1	1	3	-5,71042	-5,67500	-0,03499	0,00032
2	2	1	3	-5,70817	-5,67275	-0,03344	0,00052	2	2	1	3	-5,71338	-5,67524	-0,03780	1,96972	2	2	1	3	-5,70967	-5,67152	-0,03522	0,00031
2	3	1	3	-5,70706	-5,66891	-0,03328	0,00053	2	3	1	3	-	-	-	-	2	3	1	3	-5,70874	-5,66787	-0,03539	0,00032

3	1	1	3	-5,70799	-5,67257	-0,03319	0,00053	3	1	1	3	-5,71307	-5,67493	-0,03751	2,00523	3	1	1	3	-5,70949	-5,67135	-0,03495	0,00032
3	2	1	3	-	-	-	-	3	2	1	3	-	-	-	-	3	2	1	3	-	-	-	-
3	3	1	3	-	-	-	-	3	3	1	3	-	-	-	-	3	3	1	3	-5,70957	-5,66597	-0,02949	0,00034
1	1	2	1	-5,71317	-5,68593	-0,03062	0,00064	1	1	2	1	-5,71662	-5,68393	-0,03467	2,31413	1	1	2	1	-5,71369	-5,68100	-0,03227	0,00044
1	2	2	1	-5,70556	-5,67559	-0,03240	0,00000	1	2	2	1	-5,71567	-5,68025	-0,03474	2,31571	1	2	2	1	-5,71274	-5,67732	-0,03241	0,00044
1	3	2	1	-5,71127	-5,67857	-0,03077	0,00064	1	3	2	1	-5,71472	-5,67657	-0,03475	2,31570	1	3	2	1	-5,71179	-5,67365	-0,03242	0,00044
2	1	2	1	-5,71222	-5,68225	-0,03071	0,00064	2	1	2	1	-5,71568	-5,68026	-0,03476	2,31699	2	1	2	1	-5,71273	-5,67731	-0,03235	0,00044
2	2	2	1	-5,71159	-5,67890	-0,03102	0,00064	2	2	2	1	-5,71515	-5,67701	-0,03476	2,29125	2	2	2	1	-5,71207	-5,67392	-0,03266	0,00043
2	3	2	1	-	-	-	-	2	3	2	1	-5,71423	-5,67337	-0,03501	2,29171	2	3	2	1	-5,71114	-5,67027	-0,03284	0,00043
3	1	2	1	-5,71122	-5,67853	-0,03067	0,00064	3	1	2	1	-5,71469	-5,67654	-0,03467	2,31623	3	1	2	1	-5,71175	-5,67360	-0,03234	0,00044
3	2	2	1	-	-	-	-	3	2	2	1	-	-	-	-	3	2	2	1	-5,71099	-5,67012	-0,03258	0,00043
3	3	2	1	-5,71094	-5,67280	-0,02696	0,00065	3	3	2	1	-	-	-	-	3	3	2	1	-	-	-	-
1	1	2	2	-5,71302	-5,68305	-0,03084	0,00081	1	1	2	2	-5,71599	-5,68057	-0,03502	2,73503	1	1	2	2	-5,71352	-5,67810	-0,03272	0,00056
1	2	2	2	-5,71207	-5,67938	-0,03099	0,00081	1	2	2	2	-5,71503	-5,67688	-0,03511	2,73717	1	2	2	2	-5,71257	-5,67442	-0,03283	0,00056
1	3	2	2	-5,71110	-5,67568	-0,03094	0,00081	1	3	2	2	-5,71407	-5,67320	-0,03512	2,73514	1	3	2	2	-5,71161	-5,67074	-0,03284	0,00056
2	1	2	2	-5,71206	-5,67937	-0,03095	0,00081	2	1	2	2	-5,71504	-5,67690	-0,03512	2,73717	2	1	2	2	-5,71256	-5,67441	-0,03277	0,00056
2	2	2	2	-5,71144	-5,67602	-0,03125	0,00080	2	2	2	2	-5,71451	-5,67365	-0,03515	2,69946	2	2	2	2	-5,71192	-5,67105	-0,03312	0,00056
2	3	2	2	-5,71050	-5,67236	-0,03146	0,00080	2	3	2	2	-5,71359	-5,67000	-0,03554	2,70257	2	3	2	2	-5,71098	-5,66739	-0,03329	0,00055
3	1	2	2	-5,71105	-5,67563	-0,03084	0,00081	3	1	2	2	-5,71403	-5,67317	-0,03501	2,73635	3	1	2	2	-5,71156	-5,67069	-0,03274	0,00056
3	2	2	2	-	-	-	-	3	2	2	2	-	-	-	-	3	2	2	2	-	-	-	-
3	3	2	2	-	-	-	-	3	3	2	2	-	-	-	-	3	3	2	2	-	-	-	-
1	1	2	3	-5,71232	-5,67963	-0,03088	0,00077	1	1	2	3	-5,71668	-5,67853	-0,03690	2,32276	1	1	2	3	-5,71316	-5,67502	-0,03304	0,00053
1	2	2	3	-5,71137	-5,67595	-0,03104	0,00077	1	2	2	3	-5,71571	-5,67484	-0,03688	2,32252	1	2	2	3	-5,71221	-5,67134	-0,03317	0,00053
1	3	2	3	-5,71044	-5,67230	-0,03103	0,00077	1	3	2	3	-5,71475	-5,67116	-0,03687	2,32500	1	3	2	3	-5,71128	-5,66769	-0,03323	0,00053
2	1	2	3	-5,71135	-5,67593	-0,03096	0,00077	2	1	2	3	-5,71571	-5,67484	-0,03683	2,31872	2	1	2	3	-5,71219	-5,67132	-0,03307	0,00053
2	2	2	3	-5,71075	-5,67261	-0,03128	0,00076	2	2	2	3	-5,71524	-5,67165	-0,03682	2,31028	2	2	2	3	-5,71158	-5,66799	-0,03340	0,00053
2	3	2	3	-5,70985	-5,66898	-0,03152	0,00076	2	3	2	3	-5,71431	-5,66799	-0,03692	2,31895	2	3	2	3	-5,71067	-5,66435	-0,03359	0,00053
3	1	2	3	-5,71039	-5,67225	-0,03090	0,00077	3	1	2	3	-5,71469	-5,67110	-0,03679	2,32622	3	1	2	3	-5,71123	-5,66764	-0,03312	0,00053
3	2	2	3	-5,70970	-5,66884	-0,03140	0,00076	3	2	2	3	-	-	-	-	3	2	2	3	-	-	-	-
3	3	2	3	-	-	-	-	3	3	2	3	-	-	-	-	3	3	2	3	-5,71113	-5,66209	-0,02876	0,00053

1	1	3	1	-5,71219	-5,68222	-0,03060	0,00064	1	1	3	1	-5,71620	-5,67805	-0,03602	2,08780	1	1	3	1	-5,71387	-5,67572	-0,03434	0,00039
1	2	3	1	-5,71124	-5,67854	-0,03076	0,00064	1	2	3	1	-5,71524	-5,67437	-0,03613	2,09028	1	2	3	1	-5,71291	-5,67204	-0,03448	0,00039
1	3	3	1	-5,71031	-5,67490	-0,03042	0,00064	1	3	3	1	-5,71430	-5,67071	-0,03615	2,08828	1	3	3	1	-5,71197	-5,66838	-0,03450	0,00039
2	1	3	1	-5,71122	-5,67853	-0,03068	0,00064	2	1	3	1	-5,71524	-5,67437	-0,03613	2,09249	2	1	3	1	-5,71289	-5,67202	-0,03439	0,00039
2	2	3	1	-5,71060	-5,67519	-0,03103	0,00064	2	2	3	1	-5,71478	-5,67118	-0,03626	2,05989	2	2	3	1	-5,71233	-5,66874	-0,03471	0,00039
2	3	3	1	-5,70970	-5,67156	-0,03124	0,00063	2	3	3	1	-	-	-	-	2	3	3	1	-5,71142	-5,66511	-0,03493	0,00039
3	1	3	1	-5,71026	-5,67484	-0,03066	0,00064	3	1	3	1	-5,71426	-5,67066	-0,03604	2,09201	3	1	3	1	-5,71192	-5,66833	-0,03438	0,00039
3	2	3	1	-	-	-	-	3	2	3	1	-	-	-	-	3	2	3	1	-	-	-	-
3	3	3	1	-5,70997	-5,66911	-0,02698	0,00065	3	3	3	1	-	-	-	-	3	3	3	1	-	-	-	-
1	1	3	2	-5,71202	-5,67933	-0,03082	0,00081	1	1	3	2	-5,71524	-5,67437	-0,03603	1,99993	1	1	3	2	-5,71290	-5,67203	-0,03433	0,00039
1	2	3	2	-5,71107	-5,67565	-0,03097	0,00081	1	2	3	2	-5,71428	-5,67069	-0,03611	1,99979	1	2	3	2	-5,71194	-5,66835	-0,03448	0,00039
1	3	3	2	-5,71013	-5,67199	-0,03094	0,00081	1	3	3	2	-5,71334	-5,66702	-0,03614	1,99345	1	3	3	2	-5,71101	-5,66469	-0,03449	0,00039
2	1	3	2	-5,71105	-5,67563	-0,03089	0,00081	2	1	3	2	-5,71428	-5,67069	-0,03612	2,00597	2	1	3	2	-5,71192	-5,66833	-0,03439	0,00039
2	2	3	2	-5,71044	-5,67230	-0,03123	0,00080	2	2	3	2	-5,71382	-5,66750	-0,03625	1,98062	2	2	3	2	-5,71136	-5,66505	-0,03470	0,00039
2	3	3	2	-5,70954	-5,66867	-0,03145	0,00080	2	3	3	2	-5,71291	-5,66387	-0,03662	1,97740	2	3	3	2	-5,71046	-5,66142	-0,03494	0,00039
3	1	3	2	-5,71008	-5,67194	-0,03084	0,00081	3	1	3	2	-5,71330	-5,66698	-0,03604	1,99695	3	1	3	2	-5,71095	-5,66463	-0,03436	0,00039
3	2	3	2	-	-	-	-	3	2	3	2	-	-	-	-	3	2	3	2	-	-	-	-
3	3	3	2	-	-	-	-	3	3	3	2	-	-	-	-	3	3	3	2	-	-	-	-
1	1	3	3	-5,71136	-5,67594	-0,03087	0,00077	1	1	3	3	-5,71910	-5,67550	-0,03441	1,89368	1	1	3	3	-5,71200	-5,66841	-0,03400	0,00045
1	2	3	3	-5,71040	-5,67226	-0,03104	0,00077	1	2	3	3	-5,71845	-5,67214	-0,03393	1,86650	1	2	3	3	-5,71104	-5,66473	-0,03413	0,00045
1	3	3	3	-5,70946	-5,66860	-0,03061	0,00076	1	3	3	3	-5,71816	-5,66912	-0,03188	2,10319	1	3	3	3	-5,71011	-5,66106	-0,03415	0,00045
2	1	3	3	-5,71039	-5,67224	-0,03088	0,00077	2	1	3	3	-5,71815	-5,67183	-0,03679	0,83724	2	1	3	3	-5,71102	-5,66471	-0,03404	0,00045
2	2	3	3	-5,70978	-5,66892	-0,03128	0,00076	2	2	3	3	-5,71831	-5,66927	-0,03217	2,09719	2	2	3	3	-5,71047	-5,66143	-0,03439	0,00044
2	3	3	3	-5,70888	-5,66529	-0,03152	0,00076	2	3	3	3	-5,71747	-5,66570	-0,03010	2,13613	2	3	3	3	-5,70949	-5,65772	-0,03493	0,00039
3	1	3	3	-5,70943	-5,66856	-0,03092	0,00077	3	1	3	3	-5,71821	-5,66917	-0,03229	2,11532	3	1	3	3	-5,71005	-5,66101	-0,03403	0,00045
3	2	3	3	-	-	-	-	3	2	3	3	-	-	-	-	3	2	3	3	-	-	-	-
3	3	3	3	-	-	-	-	3	3	3	3	-	-	-	-	3	3	3	3	-	-	-	-

<b>Total</b>	81	81	81	81	<b>Total</b>	81	81	81	81	<b>Total</b>	81	81	81	81
<b>Média</b>	-5,71033	-5,67580	-0,03157	0,00066	<b>Média</b>	-5,71497	-5,67529	-0,03577	2,09287	<b>Média</b>	-5,71138	-5,67146	-0,03391	0,00040

<b>Máx.</b>	-5,70556	-5,66529	-0,02696	0,00081	<b>Máx.</b>	-5,71291	-5,66387	-0,02999	2,73717	<b>Máx.</b>	-5,70874	-5,65772	-0,02876	0,00056
<b>Mín.</b>	-5,71317	-5,68726	-0,03366	0,00000	<b>Mín.</b>	-5,71910	-5,68857	-0,03780	0,83724	<b>Mín.</b>	-5,71387	-5,68604	-0,03539	0,00000

Fonte: autoria própria utilizando linguagem de programação R, de acordo com R CORE TEAM (2024).

Nota: i) Sinais (-) representam valores nulos onde não foi possível estimar a equação por falta de convergência.

ii) As três combinações de ordens (n, o, p, q) com os menores valores do *Akaike Information Criterion* (AIC) e as três com os menores valores do *Bayesian Information Criterion* (BIC) foram destacadas por meio de linhas tracejadas, correspondendo às especificações de melhor ajuste sob cada critério.

iii) As variáveis MXREG e VXREG representam, respectivamente, os coeficientes estimados da variável exógena (EMBI+ em t-1) nas equações da média condicional e da variância condicional dos modelos ARMAX-GARCHX.

iv) O quadro-resumo final apresenta, para cada modelo, o total de observações válidas, bem como os valores médios, máximos e mínimos obtidos para AIC, BIC, MXREG e VXREG.

v) Observa-se que os valores de VXREG nos modelos E-GARCH são substancialmente superiores aos demais, em razão da formulação logarítmica da variância condicional adotada nessa classe de modelos. Nessa especificação, a volatilidade é modelada em termos de  $\ln(\sigma_t^2)$ , de modo que os efeitos das variáveis exógenas são aplicados sobre o logaritmo da variância, e não diretamente sobre seu valor em escala original.