REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

DEPENDÊNCIA SERIAL DOS RETORNOS DO IBOVESPA EM REGIMES DE ESTRESSE GLOBAL E DE VOLUME NEGOCIADO: EVIDÊNCIA EXPLORATÓRIA

SERIAL DEPENDENCE IN IBOVESPA RETURNS UNDER GLOBAL STRESS AND TRADING VOLUME REGIMES: EXPLORATORY EVIDENCE

DEPENDENCIA SERIAL DE LOS RENDIMIENTOS DEL IBOVESPA BAJO REGÍMENES DE ESTRÉS GLOBAL Y DE VOLUMEN NEGOCIADO: EVIDENCIA EXPLORATORIA

Eduardo Henrique Becker Degliesposti
Mestre, Universidade Presbiteriana Mackenzie, Brasil
E-mail: eduardo.degliesposti@mackenzie.br

Eli Hadad Junior
Doutor, Universidade Presbiteriana Mackenzie, Brasil
E-mail: eli.hadad@mackenzie.br

Gustavo Kaique Araujo Monea
Mestre, Universidade Metodista de São Paulo, Brasil
E-mail: gustavo.monea@metodista.br

Resumo

Objetivo: verificar se a dependência serial de primeira ordem dos retornos diários do Ibovespa varia conforme o estresse financeiro global (VIX) e o volume negociado, e se essa variação resiste a controles do tamanho do retorno anterior, do calendário e da medida de volume. **Métodos:** 3.714 pregões (2011–2025); autorregressão de primeira ordem estimada em quatro regimes, definidos pelas medianas do ln VIX e do volume relativo defasados; erros-padrão HAC, *bootstrap* por blocos, medidas alternativas de volume e avaliação fora da amostra com janela expansiva. **Resultados:** a autocorrelação global é estatisticamente nula ($\varphi = -0{,}078$; $p = 0{,}127$), mas as inclinações diferem entre regimes (Wald $\chi^2(3) = 10{,}98$; $p = 0{,}012$). A diferença em diferenças do efeito do volume entre VIX alto e baixo é −0,305 ($p = 0{,}006$) e negativa em 18 das 19 estimativas distintas examinadas, mas deixa de ser significativa quando o regime de volume é depurado do valor absoluto do retorno anterior ($p = 0{,}614$), dessazonalizado ($p = 0{,}141$) ou medido pelo volume de futuros do Ibovespa ($p = 0{,}920$). Fora da amostra, o modelo por regimes não supera a média histórica ($R^2 = -0{,}16\%$; Clark–West, $p = 0{,}166$). **Conclusão:** a heterogeneidade da dependência serial entre regimes é pequena, sensível à medida de volume e sem ganho preditivo fora da amostra; a modulação do efeito do volume pelo VIX é hipótese exploratória, e não achado estabelecido, e a evidência não é causal.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Palavras-chave: Hipótese dos Mercados Adaptativos; Ibovespa; VIX; volume negociado; autocorrelação.

Abstract

Objective: to examine whether first-order serial dependence in daily Ibovespa returns varies with global financial stress (VIX) and trading volume, and whether this variation survives controls for the size of the previous return, calendar effects and the volume measure. **Methods:** 3,714 trading days (2011–2025); a first-order autoregression estimated in four regimes defined by the medians of lagged ln VIX and relative volume; HAC standard errors, block bootstrap, alternative volume measures and expanding-window out-of-sample evaluation. **Results:** global autocorrelation is statistically null ($\varphi = -0.078$; $p = 0.127$), but slopes differ across regimes (Wald $\chi^2(3) = 10.98$; $p = 0.012$). The difference-in-differences of the volume effect between high and low VIX is −0.305 ($p = 0.006$) and negative in 18 of the 19 distinct estimates examined, but it loses significance when the volume regime is purged of the absolute previous return ($p = 0.614$), deseasonalized ($p = 0.141$) or measured by Ibovespa futures volume ($p = 0.920$). Out of sample, the regime model does not beat the historical mean ($R^2 = -0.16\%$; Clark–West, $p = 0.166$). **Conclusion:** the heterogeneity of serial dependence across regimes is small, sensitive to the volume measure and without out-of-sample predictive gain; the modulation of the volume effect by the VIX is an exploratory hypothesis rather than an established finding, and the evidence is non-causal.
Keywords: Adaptive Markets Hypothesis; Ibovespa; VIX; trading volume; autocorrelation.

Resumen

Objetivo: examinar si la dependencia serial de primer orden de los rendimientos diarios del Ibovespa varía con el estrés financiero global (VIX) y el volumen negociado, y si esa variación resiste controles del tamaño del rendimiento anterior, del calendario y de la medida de volumen. **Métodos:** 3.714 sesiones (2011–2025); autorregresión de primer orden estimada en cuatro regímenes definidos por las medianas del ln VIX y del volumen relativo rezagados; errores estándar HAC, *bootstrap* por bloques, medidas alternativas de volumen y evaluación fuera de muestra con ventana expansiva. **Resultados:** la autocorrelación global es estadísticamente nula ($\varphi = -0{,}078$; $p = 0{,}127$), pero las pendientes difieren entre regímenes (Wald $\chi^2(3) = 10{,}98$; $p = 0{,}012$). La diferencia en diferencias del efecto del volumen entre VIX alto y bajo es −0,305 ($p = 0{,}006$) y negativa en 18 de las 19 estimaciones distintas examinadas, pero deja de ser significativa cuando el régimen de volumen se depura del valor absoluto del rendimiento anterior ($p = 0{,}614$), se desestacionaliza ($p = 0{,}141$) o se mide por el volumen de futuros del Ibovespa ($p = 0{,}920$). Fuera de muestra, el modelo por regímenes no supera la media histórica ($R^2 = -0{,}16\%$; Clark–West, $p = 0{,}166$). **Conclusión:** la heterogeneidad de la dependencia serial entre regímenes es pequeña, sensible a la medida de volumen y sin ganancia predictiva fuera de muestra; la modulación del efecto del volumen por el VIX es una hipótesis exploratoria, no un hallazgo establecido, y la evidencia no es causal.
Palabras clave: Hipótesis de los Mercados Adaptativos; Ibovespa; VIX; volumen de negociación; autocorrelación.

1. Introdução

A hipótese de mercados eficientes sustenta que os preços refletem a informação disponível, de modo que a história passada dos preços não deveria gerar ganhos anormais sistemáticos, ajustados ao risco e aos custos de transação (Fama, 1970, 1991). Na forma fraca, a ausência de autocorrelação linear nos retornos é o diagnóstico mais simples, embora não seja condição suficiente nem necessária de eficiência em sentido econômico: retornos esperados variáveis, fricções de

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

negociação e custos podem produzir dependência estatística sem oportunidade de lucro.

A Hipótese dos Mercados Adaptativos (AMH), por sua vez, propõe que o grau de eficiência varia no tempo com a concorrência entre estratégias, o ambiente institucional e as condições de mercado (Lo, 2004). Estudos como os de Kim, Shamsuddin e Lim (2011) e Noda (2016) mostram que a previsibilidade e os parâmetros autorregressivos se alteram ao longo do tempo, e a revisão de Lim e Brooks (2011) organiza essa literatura. Uma revisão recente de Saldanha, Mallikarjunappa e Oware (2025) observa, porém, que a maior parte dos estudos adaptativos se concentra na previsibilidade dos retornos e recomenda estender a investigação às relações entre preço e volume.

É nessa extensão que se situa este artigo. O volume negociado é uma das variáveis que a teoria associa à autocorrelação dos retornos, e a volatilidade de mercado se relaciona à dependência serial desde LeBaron (1992). No modelo de Campbell, Grossman e Wang (1993), pressões de compra e venda absorvidas por provedores de liquidez avessos ao risco geram reversão de preços, e volumes maiores se associam a autocorrelação de primeira ordem mais negativa. Llorente et al. (2002) distinguem negociações motivadas por compartilhamento de risco, que tendem à reversão, das motivadas por informação, que podem gerar persistência, e Conrad, Hameed e Niden (1994) documentam padrões distintos de autocovariância conforme o volume em ações individuais.

Todavia, há razões suficientes para que o papel do volume dependa do ambiente de mercado. Brunnermeier e Pedersen (2009) vinculam a liquidez de mercado à capacidade de financiamento de quem a provê e à volatilidade, o que sugere que, em períodos de estresse, a reversão associada ao volume poderia diferir da observada em períodos calmos. Os determinantes da autocorrelação condicional foram estudados por McKenzie e Faff (2003), e a relação com a volatilidade implícita, por Faff e McKenzie (2007). Da mesma forma que Sarwar (2012), este trabalho utiliza

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

o VIX[1] como medida de estresse global, examinado como medida de medo do investidor também em mercados emergentes.

No Brasil, há trabalhos sobre volume e previsão não linear (Iquiapaza et al., 2010), sobre volatilidade e correlação serial (Ely, 2014), sobre eficiência variável no tempo (Dourado e Tabak, 2014), sobre fatores globais associados à eficiência (Monte, 2024), sobre determinantes da eficiência de ações listadas (Souza e Silva, 2021) e sobre a atenção do investidor (Guzella et al., 2023). Esses estudos, porém, tendem a tratar volume e volatilidade ou estresse de forma separada. Este artigo examina, em uma mesma especificação simples, se o VIX modifica a associação entre o volume e a autocorrelação de primeira ordem dos retornos diários do Ibovespa, de 2011 a 2025, e se essa modificação resiste ao controle do tamanho do retorno anterior, já que o volume agregado tende a subir após grandes oscilações de preço, e à medida do volume, que é agregada, sazonal e não corresponde ao volume dos componentes do índice.

O objetivo geral é verificar se a dependência serial de primeira ordem dos retornos diários do Ibovespa varia com o estresse financeiro global, medido pelo VIX, e com o volume negociado. Os objetivos específicos são: (i) estimar a autocorrelação de primeira ordem na amostra completa; (ii) estimá-la em quatro regimes definidos por VIX e volume; (iii) testar se o efeito do volume sobre essa autocorrelação difere entre regimes de VIX baixo e alto; (iv) verificar se esse efeito resiste ao controle do tamanho do retorno anterior, da sazonalidade do volume e do uso de uma medida de volume mais próxima do índice; e (v) avaliar se as diferenças encontradas têm utilidade preditiva fora da amostra.

Os resultados indicam que a autocorrelação global é estatisticamente nula ($\varphi = -0{,}078$; $p = 0{,}127$) e que, na estimação principal, o efeito do volume tem sinais opostos conforme o VIX (diferença em diferenças de $-0{,}305$; $p = 0{,}006$). Essa diferença, porém, deixa de ser significativa quando o regime de volume é depurado do tamanho

[1] O *Volatility Index* (VIX), calculado pela Chicago Board Options Exchange (Cboe), mede a volatilidade esperada do índice S&P 500 para os próximos 30 dias, com base nos preços de opções. É amplamente utilizado como indicador de incerteza e aversão ao risco nos mercados financeiros internacionais (Sarwar, 2012). Valores mais elevados indicam maior expectativa de volatilidade.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

do retorno anterior (p = 0,614), dessazonalizado (p = 0,141) ou substituído pelo volume de futuros do Ibovespa (p = 0,920), e o modelo por regimes não tem utilidade preditiva fora da amostra (R^2 = −0,16%). Importante destacar que o estudo é exploratório e descreve associações, não relações de causa e efeito.

O artigo tem cinco seções. A Seção 2 apresenta a revisão da literatura e as hipóteses; a Seção 3, os dados e a metodologia; a Seção 4, os resultados e a discussão; e a Seção 5, a conclusão.

2. Revisão da Literatura

2.1. Eficiência de mercado, autocorrelação e mercados adaptativos

A forma fraca da hipótese de mercados eficientes enfatiza o conteúdo informacional das séries históricas de preços (Fama, 1970, 1991). Duas distinções orientam a interpretação deste estudo. A primeira separa eficiência informacional de ausência de autocorrelação no primeiro atraso: um processo pode ter autocorrelação nula nesse atraso e ainda exibir previsibilidade em outras formas. A segunda separa dependência estatística de previsibilidade econômica, pois um coeficiente diferente de zero não implica, por si só, estratégia lucrativa depois de custos e risco.

Na AMH, a eficiência é uma propriedade do ambiente e do momento, não um estado permanente (Lo, 2004). Isso motiva examinar se a dependência dos retornos muda com as condições de mercado. Os estudos empíricos documentam essa variação. Kim, Shamsuddin e Lim (2011) estudaram, com dados norte-americanos de cerca de um século, a previsibilidade dos retornos à luz da AMH; Noda (2016) empregou um modelo autorregressivo de parâmetros variáveis para o Japão; e a revisão de Lim e Brooks (2011) organizou a evidência.

A evidência internacional é compatível com essa possibilidade, mas depende do método. Özekenci (2025), com dados diários de 2000 a 2023 dos países BRIC-T (Brasil, Rússia, Índia, China e Turquia), observou que o teste de razão de variâncias rejeita tanto a hipótese de mercados eficientes quanto a AMH, ao passo que os testes BDS e de Ljung–Box sustentam a AMH. Os achados dependem, portanto, do teste empregado, e uma interação estatisticamente detectável não confirma a AMH por si só.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

2.2. Volume negociado e autocorrelação dos retornos

Campbell, Grossman e Wang (1993) mostraram que o volume negociado está relacionado à previsibilidade dos retornos acionários. Segundo os autores, investidores que absorvem pressões temporárias de compra e venda exigem uma compensação pelo risco assumido, provocando movimentos de preços que podem ser revertidos nos períodos seguintes. Consistentemente com esse mecanismo, os autores encontraram evidências de que volumes mais elevados estão associados à redução da autocorrelação dos retornos diários, favorecendo padrões de reversão. Entretanto, essa relação depende da motivação das negociações. Llorente et al. (2002) mostraram que operações motivadas pelo compartilhamento de riscos tendem a produzir reversão dos retornos, enquanto negociações baseadas em informações privadas podem favorecer sua continuidade. De maneira semelhante, Conrad, Hameed e Niden (1994), ao analisarem retornos semanais de ações individuais, identificaram reversões nos títulos com maior atividade de negociação e autocovariâncias positivas naqueles menos negociados. Em conjunto, esses estudos indicam que a relação entre volume e previsibilidade não é uniforme, podendo variar conforme a natureza das negociações e as características do mercado. Essa constatação fundamenta a investigação sobre o possível papel da incerteza financeira internacional, medida pelo VIX, nessa relação.

2.3. Estresse financeiro global e dependência serial

Períodos de estresse alteram a aversão ao risco, as necessidades de rebalanceamento e a capacidade de oferta de liquidez. Brunnermeier e Pedersen (2009) vincularam a liquidez de mercado à capacidade de financiamento de quem a provê e à volatilidade, o que sugere que o papel do volume na reversão dos retornos poderia diferir entre ambientes calmos e turbulentos. McKenzie e Faff (2003) estudaram os determinantes da autocorrelação condicional, entre eles volume, volatilidade e ciclo de negócios; Faff e McKenzie (2007), por sua vez, examinaram a relação entre volatilidade implícita e autocorrelação e LeBaron (1992) documentou a relação entre volatilidade e correlações seriais.

O VIX é calculado a partir de preços de opções sobre o S&P 500 e é amplamente usado como medida de receio ou estresse financeiro. Segundo Sarwar

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

(2012) pode ser considerado o indicador de medo do investidor nos mercados dos BRICs, inclusive o Brasil. Contudo, é importante dizer que o VIX não deve ser confundido com índice universal de incerteza global nem com a volatilidade do Ibovespa, razão pela qual a Seção 4.3 verifica se os resultados dependem da volatilidade doméstica.

2.4. Evidências brasileiras

Iquiapaza et al. (2010) modelaram os retornos do Ibovespa com o volume negociado em um modelo autorregressivo de transição suave. Dourado e Tabak (2014) aplicaram testes de razão de variâncias com *bootstrap* e testes de dependência não linear aos retornos diários do Ibovespa de 1995 a 2012 e não rejeitaram nem o passeio aleatório nem a AMH. Ely (2014) investigou o efeito LeBaron no Brasil e Souza e Silva (2021) relacionaram indicadores de eficiência de ações de 275 companhias não financeiras (2000–2019) a incerteza política, características contábeis e ambiente macroeconômico, e encontraram efeito da liquidez que varia entre amostras. Guzella et al. (2023) associaram a atenção do investidor à eficiência do mercado brasileiro. Monte (2024), com dados diários do Ibovespa de 2016 a 2023, concluiram que o grau de eficiência varia no tempo, que fatores globais como o S&P 500, o câmbio, o petróleo e a incerteza de política econômica dos Estados Unidos não o explicam, e que a pandemia sim.

Em conjunto, esses estudos indicam que a eficiência do mercado brasileiro varia no tempo e que liquidez, juros e eventos de crise a influenciam, com resultados que dependem da amostra e do método (Dourado e Tabak, 2014; Souza e Silva, 2021; Monte, 2024). Entre os estudos aqui revistos, nenhum examina se o estresse financeiro global altera a associação entre o volume e a autocorrelação dos retornos do Ibovespa, foco deste artigo.

2.5. Hipóteses

Seja φ o coeficiente que mede a relação entre o retorno do Ibovespa em um dia e o retorno do pregão anterior: valores positivos indicam continuidade do movimento, e valores negativos, reversão.

Os pregões são classificados em quatro regimes, conforme o VIX e o volume negociado no dia anterior estivessem baixos ou altos. A Hipótese dos Mercados

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Adaptativos sugere que a dependência serial varia com as condições de mercado (Lo, 2004), o que motiva a primeira hipótese. Os mecanismos de liquidez discutidos nas Seções 2.2 e 2.3 motivam a segunda. Ambas são bilaterais:

H1: o coeficiente φ não é o mesmo nos quatro regimes.

H2: o efeito do volume sobre φ difere entre os regimes de VIX baixo e de VIX alto.

Cada hipótese substantiva tem uma hipótese nula, que é a efetivamente testada. As nulas são $H1_0$: φ_BB = φ_BA = φ_AB = φ_AA e $H2_0$: Δ = 0, com Δ definido na Seção 3.3. Rejeitar uma hipótese nula constitui evidência estatística a favor da hipótese substantiva correspondente, e não sua demonstração; deixar de rejeitá-la, por sua vez, não confirma a nula.

Quanto ao sinal de H2, a conjectura teórica é que a reversão associada ao volume seja mais intensa quando a oferta de liquidez é mais custosa (Campbell et al., 1993; Brunnermeier e Pedersen, 2009), o que implicaria um efeito do volume mais negativo com VIX alto. Como a evidência sobre esse sinal é mista (Conrad et al., 1994; Llorente et al., 2002), os testes são bilaterais, e a conjectura não foi pré-registrada. Como o volume agregado tende a subir após grandes oscilações de preço, H2 também é confrontada, na Seção 4.3, com o controle do tamanho do retorno anterior; um efeito de volume que fosse mero reflexo desse tamanho não constituiria evidência a favor da hipótese.

3. Metodologia

3.1. Amostra e fontes

Utilizam-se dados diários do Ibovespa à vista de janeiro de 2010 a dezembro de 2025. A base consolidada contém 3.967 pregões com volume financeiro e fechamento do índice. O primeiro retorno logarítmico exige um fechamento anterior; após a construção do volume relativo com 252 pregões passados e a defasagem das variáveis, a amostra de estimação compreende 3.714 observações, de 11 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2025. A perda inicial decorre da janela retrospectiva da normalização do volume.

O volume financeiro foi reconstruído a partir dos 16 arquivos anuais COTAHIST da B3, de 2010 a 2025. Entraram na soma as ações ordinárias, preferenciais e units negociadas nos mercados de lote padrão e fracionário; ficaram de fora derivativos,

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

BDRs e fundos. Os valores de cada pregão foram somados e deflacionados pelo IPCA mensal (série 433 do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central), com índice acumulado e dezembro de 2025 como base, de modo que o volume de datas distintas se expresse em poder de compra comparável; o deflator é mensal e vale para todos os pregões do mês.

Trata-se de medida agregada, que abrange todo o mercado à vista de ações, e não apenas os componentes do Ibovespa. Ela também reflete mudanças na composição do mercado (listagens, deslistagens e ofertas de ações) e a atividade em papéis fora do índice. Em consequência, os resultados devem ser lidos como associação entre os retornos do Ibovespa e a atividade agregada de negociação do mercado acionário brasileiro, e não como efeito do volume dos ativos que compõem o índice. Como alternativa mais próxima do índice, a Seção 4.3 usa o volume de contratos futuros de Ibovespa (série diária do contrato contínuo, extraída do Investing.com), medido em contratos, e não em valor financeiro. Não foi possível reconstruir o volume dos componentes do índice, cuja carteira teórica muda a cada quadrimestre.

Os fechamentos diários do Ibovespa até 10 de dezembro de 2024 foram extraídos do terminal Bloomberg e, a partir de 11 de dezembro de 2024, da B3. O retorno e o volume defasados referem-se ao pregão imediatamente anterior da B3.

O VIX é o fechamento diário divulgado pela Cboe, e seu calendário é o dos Estados Unidos. A associação com os pregões brasileiros segue uma regra única: o VIX atribuído ao pregão t é o último fechamento disponível no calendário norte-americano até a véspera de t, isto é, o fechamento do dia civil t − 1 ou, quando o mercado norte-americano esteve fechado nesse dia (fins de semana e feriados), o fechamento imediatamente anterior. Assim, o pregão de 17 de março de 2020 usa o fechamento de 16 de março (82,69), o de uma segunda-feira usa o da sexta-feira anterior, e o de 5 de julho de 2011 repete o de 1º de julho, por causa do feriado de 4 de julho. Como o fechamento do VIX do dia t − 1 é conhecido antes da abertura da B3 no dia t, nenhuma informação posterior ao início da sessão que se pretende explicar entra na classificação. Os pregões em que a B3 funcionou e o mercado norte-americano esteve fechado foram mantidos, com o valor repetido (88 pregões, 2,4%

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

da amostra); nenhum pregão foi excluído por falta de VIX, e dias em que a B3 esteve fechada não geram observação. A Seção 4.3 mostra que a exclusão desses 88 pregões não altera o resultado principal. As séries foram alinhadas pelas datas de pregão do Ibovespa.

3.2. Variáveis e regimes

Em síntese, cada pregão é enquadrado em uma de quatro condições de mercado, conforme o volume negociado e o VIX, indicador de incerteza financeira internacional, estivessem baixos ou altos no dia anterior. Em seguida, examina-se se os retornos se comportam de modo distinto em cada condição, sobretudo quanto à tendência de continuar ou de reverter o movimento do dia anterior. O propósito é saber se a relação entre volume e previsibilidade dos retornos depende da incerteza internacional. As variáveis são construídas como se descreve a seguir.

a) *Retorno.* O retorno logarítmico diário é

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}), \qquad (1)$$

em que P_t é o fechamento do índice no pregão t. Em logaritmos, o retorno aproxima a variação percentual diária.

b) *Volume relativo.* Seja F_t o volume financeiro diário das ações negociadas na B3, em termos reais (Seção 3.1). Para saber se o volume de um dia é alto ou baixo, compara-se esse valor com o patamar habitual do mercado: o volume relativo é o logaritmo do volume do pregão menos a média dos logaritmos dos 252 pregões imediatamente anteriores, o que corresponde a cerca de um ano:

$$v_t = \ln(F_t) - (1/252) \sum_{j=1}^{252} \ln(F_{t-j}). \qquad (2)$$

Valores positivos indicam negociação acima do habitual, e valores negativos, abaixo. A normalização elimina tendências de escala, mas não necessariamente a sazonalidade nem mudanças na composição do mercado. O volume relativo difere por dia da semana e por mês (Seção 4.3), e a análise é repetida com o volume dessazonalizado, isto é, depurado desses efeitos de calendário. Alterações no número de ativos negociados ao longo da amostra não foram modeladas, de modo que a comparação entre subperíodos (Seção 4.3) é a única verificação de estabilidade da composição do mercado.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

c) *Incerteza financeira.* É medida pelo logaritmo do VIX, x_t.

As variáveis explicativas entram defasadas. O retorno de cada dia é explicado pelo retorno, pelo volume relativo e pelo VIX do pregão anterior, de modo que nenhuma informação conhecida apenas no próprio dia é usada para explicá-lo.

Os regimes são definidos pela mediana de cada variável na amostra. O VIX do pregão anterior é considerado alto se estiver acima da mediana e baixo se estiver abaixo, e o mesmo critério vale para o volume relativo. Como a mediana divide cada variável em duas metades iguais, há 1.857 pregões com VIX baixo e 1.857 com VIX alto, e o mesmo ocorre com o volume. Combinadas, as duas classificações produzem quatro regimes de tamanhos próximos, mas não idênticos, porque VIX e volume não são independentes: 913 pregões com VIX e volume baixos, 944 com VIX baixo e volume alto, 944 com VIX alto e volume baixo e 913 com ambos altos (Quadro 1). A mediana foi adotada por três razões: dispensa a escolha de limiares arbitrários, produz regimes de tamanho semelhante, o que preserva o poder de cada estimativa, e é uma regra que pode ser recalculada em tempo real, como se faz na avaliação fora da amostra. O custo é a perda de informação. Ao transformar variáveis contínuas em indicadores binários, o procedimento trata como distintos dias muito próximos do limiar e como equivalentes dias muito afastados dele, e pode ocultar relações não lineares, como efeitos que só aparecem nas caudas. Por isso, a Seção 4.3 examina outros pontos de corte (percentis 40 e 60 e os tercis extremos) e, na Tabela 5, estima o mesmo contraste com as variáveis contínuas, sem classificação.

Quadro 1 – Regimes de estresse e volume financeiro

	Volume baixo	**Volume alto**
VIX baixo	Menor incerteza e negociação relativamente reduzida (n = 913 pregões)	Menor incerteza e negociação relativamente intensa (n = 944 pregões)
VIX alto	Maior incerteza e negociação relativamente reduzida (n = 944 pregões)	Maior incerteza e negociação relativamente intensa (n = 913 pregões)

Fonte: elaboração própria.

Como as medianas são calculadas na própria amostra, os regimes descrevem condições observadas, e não sinais que um investidor teria conhecido no momento. Por essa razão, a avaliação fora da amostra da Seção 3.4 recalcula as medianas a cada data, usando apenas dados passados.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

3.3. Modelo e testes

De forma resumida, o estudo investiga se o retorno do Ibovespa em um dia guarda relação com o retorno do dia anterior, o que tornaria o mercado, em alguma medida, previsível, sem que isso implique necessariamente ganho econômico. Essa relação é medida por um único número, φ: quando é positivo, uma alta tende a ser seguida de nova alta; quando é negativo, uma alta tende a ser seguida de queda. Espera-se, por hipótese, que φ não seja o mesmo em todas as circunstâncias. Por isso, os pregões são separados em quatro grupos, chamados regimes, conforme o VIX (indicador de incerteza no mercado financeiro) e o volume negociado no dia anterior estivessem baixos ou altos, e um φ é calculado para cada regime. Em seguida, testa-se se os quatro valores são iguais e se o efeito do volume sobre φ muda quando o VIX é baixo ou alto. Por fim, verifica-se se as diferenças encontradas resistem a escolhas alternativas e se permitiriam, de fato, prever retornos futuros. O objetivo é descrever associações, e não estabelecer relações de causa e efeito.

Formalmente, a dependência média, considerando todos os dias, é medida por uma regressão do retorno sobre o retorno do dia anterior (autorregressão de primeira ordem, AR(1)):

$$r_t = \alpha + \varphi\, r_{t-1} + \varepsilon_t. \qquad (3)$$

A dependência condicional às circunstâncias de mercado é estimada permitindo que o intercepto e a inclinação mudem de um regime para outro. Os regimes são designados por duas letras, B (baixo) e A (alto), na ordem VIX e volume do pregão anterior: BB, BA, AB e AA. Por exemplo, BA indica VIX baixo e volume alto. O modelo é

$$r_t = \sum_k D_{k,t-1}\,(\alpha_k + \varphi_k\, r_{t-1}) + \varepsilon_t,\ k \in \{BB, BA, AB, AA\}, \qquad (4)$$

em que $D_{k,t-1}$ vale um quando o pregão pertence ao regime k e zero caso contrário. Trata-se de uma única regressão saturada, isto é, com todas as interações entre os regimes e o retorno defasado, estimada por mínimos quadrados ordinários.

A hipótese nula associada a H1, $H1_0$, é φ_BB = φ_BA = φ_AB = φ_AA, testada por um teste de Wald com três graus de liberdade. O efeito do volume sobre a inclinação é φ_BA − φ_BB quando o VIX é baixo e φ_AA − φ_AB quando o VIX é alto.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

A hipótese nula associada a H2, $H2_0$, é a de que esses dois efeitos sejam iguais, isto é, a de que a diferença em diferenças seja nula:

$$\Delta = (\varphi_AA - \varphi_AB) - (\varphi_BA - \varphi_BB) = 0. \quad (5)$$

Em termos simples, Δ compara quanto a passagem do volume baixo para o alto altera φ em cada nível de VIX. No modelo saturado da Eq. (4), Δ coincide com o coeficiente da interação tripla entre o retorno defasado, o volume e o VIX, mas tem leitura mais direta.

O contraste também é estimado sem classificar os pregões em regimes. Nessa versão contínua, o retorno é explicado pelas duas variáveis do pregão anterior, centradas em suas médias amostrais, e por todas as suas interações com o retorno defasado:

$$r_t = c_0 + c_1 v + c_2 x + c_3 vx + (b_0 + b_1 v + b_2 x + b_3 vx)\, r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

em que v é o volume relativo e x o logaritmo do VIX, ambos do pregão anterior. O coeficiente b_3, da interação tripla, é o análogo contínuo de Δ: mede como o efeito do volume sobre a dependência serial varia com o nível do VIX. Como a classificação pelas medianas é uma simplificação, essa versão serve de comparação com a principal; seus resultados aparecem na Tabela 5.

Todos os testes usam erros-padrão robustos à heteroscedasticidade e à autocorrelação (HAC) de Newey e West (1987), com cinco defasagens. Como os regimes são mutuamente exclusivos, as inclinações estimadas seriam não correlacionadas se os resíduos fossem independentes. O estimador HAC incorpora a correlação entre pregões vizinhos e, por isso, o teste conjunto e o contraste Δ usam a matriz de covariância completa. A escolha de cinco defasagens corresponde a uma semana de pregões, mas não decorre de critério automático: a regra de Newey e West (1994), que toma a parte inteira de 4(n/100) elevado a 2/9, indica oito defasagens para n = 3.714. Por isso, Δ é recalculado com 8, 10 e 20 defasagens, e o diagnóstico dos resíduos é apresentado na Seção 4.3. O modelo identifica associações condicionais, e não efeitos causais.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

3.4. Robustez e avaliação fora da amostra

Dois testes complementam a estimação principal. O primeiro verifica se o resultado sobrevive a escolhas que poderiam ser feitas de outro modo e o segundo, se o modelo serviria de fato para prever retornos.

Quanto à robustez, a diferença em diferenças Δ (Eq. 5) foi recalculada sob sete grupos de variações. O primeiro altera a correção dos erros-padrão, com 8, 10 e 20 defasagens no lugar de cinco. O segundo muda o ponto de corte entre regimes: percentis 40 e 60 em vez da mediana, e uma versão que descarta o terço central de cada variável, ficando só com os dias mais extremos. O terceiro trata da pandemia: excluíram-se março e abril de 2020, depois o ano inteiro, e a amostra foi dividida em dois períodos (2011–2019 e 2020–2025), com os cortes recalculados em cada caso. O quarto separa o VIX da volatilidade doméstica: retirou-se dele a parte explicada pela volatilidade recente do Ibovespa, medida em 21 pregões, para que o regime refletisse a incerteza global e não a brasileira, e, em outra versão, o regime de VIX foi trocado pelo de volatilidade do próprio Ibovespa. O quinto retira os 88 pregões em que o VIX é repetido por feriado nos Estados Unidos (Seção 3.1). O sexto altera a medida de volume: o volume relativo foi dessazonalizado, isto é, depurado, por regressão, de efeitos de dia da semana e de mês, e foi substituído pelo volume de contratos futuros de Ibovespa, construído como na Eq. (2) e defasado da mesma forma, o que reduz a amostra a 3.582 pregões por dados ausentes. O sétimo controla o tamanho do retorno anterior, $|r_{t-1}|$, isto é, o valor absoluto do retorno do pregão anterior. O volume agregado sobe mecanicamente após grandes oscilações de preço, e sua correlação com $|r_{t-1}|$ é de 0,32; assim, o regime de volume pode estar classificando os dias, em parte, pelo tamanho do movimento anterior. O controle foi feito de duas formas. Na primeira, o volume relativo foi ortogonalizado, isto é, depurado da parte linearmente explicada por $|r_{t-1}|$ (e, em versões alternativas, também por $|r_{t-1}|^2$, $|r_{t-1}|^3$ e $|r_{t-1}|^4$), e o regime de volume foi recalculado sobre o resíduo. Na segunda, acrescentou-se ao modelo da Equação 4 o termo $r_{t-1}\cdot|r_{t-1}|$, que permite à reversão depender do tamanho do retorno anterior, isoladamente e interagido com o VIX alto. Como verificação adicional, a interação tripla entre VIX, volume e retorno anterior foi estimada com as variáveis contínuas (Eq. 6), com e sem esses controles.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Acrescentou-se o *bootstrap* por blocos móveis (Künsch, 1989). Ele foi aplicado às observações da regressão, e não aos resíduos: cada observação é o conjunto formado pelo retorno, pelo retorno defasado e pelo regime do pregão, de modo que a relação entre o retorno e o retorno defasado em cada dia é preservada, e a dependência entre pregões vizinhos é mantida dentro de cada bloco. Em cada uma das 999 repetições, sorteiam-se com reposição pontos iniciais de blocos de b pregões consecutivos (b = 10, 20 ou 40), com início uniforme entre as posições em que o bloco cabe na amostra, sem circularidade; os blocos são concatenados e truncados em 3.714 observações. Os limites entre blocos unem pregões não contíguos, o que é próprio do método. Os regimes permanecem como classificados na amostra completa, e não são recalculados em cada repetição, de modo que o procedimento avalia a incerteza condicional a essa classificação. A cada repetição, estima-se a regressão saturada da Eq. (4) por mínimos quadrados e calcula-se Δ. O intervalo de confiança de 95% é formado pelos percentis 2,5 e 97,5 dos 999 valores de Δ; o erro-padrão é o desvio-padrão desses valores; e o valor-p bilateral é 2·min{proporção de Δ ≥ *0; proporção de Δ* ≤ 0}. A semente do gerador de números aleatórios é 123.

A avaliação fora da amostra simula o uso do modelo em tempo real e é recursiva. As 1.000 primeiras observações (até 22 de janeiro de 2015) formam a amostra inicial de treino, e a primeira previsão refere-se ao pregão de 23 de janeiro de 2015. Para cada pregão t, até 30 de dezembro de 2025, o que produz 2.714 previsões, executam-se quatro passos, todos com dados anteriores a t. Primeiro, calculam-se as medianas de ln VIX e do volume relativo com todas as observações anteriores. Segundo, com esses limiares, reclassificam-se nos quatro regimes todas as observações de treino e o pregão t, este com o VIX e o volume do pregão t − 1, já conhecidos na abertura da sessão. Terceiro, estima-se por mínimos quadrados a reta do retorno sobre o retorno defasado apenas com as observações de treino do mesmo regime de t (a menor amostra de treino por regime foi de 249 observações, com mediana de 586), e a previsão é o valor ajustado com o retorno de t − 1. Quarto, o erro de previsão é a diferença entre o retorno observado e a previsão. As referências usam as mesmas observações de treino: a média histórica dos retornos e a reta única da Eq. (3), que ignora os regimes. A normalização do volume (Eq. 2) usa, em cada

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

data, apenas os 252 pregões anteriores, de modo que o volume relativo não incorpora informação futura; as primeiras normalizações recorrem a pregões de 2010, anteriores ao início da amostra de estimação. Como os pontos de corte são recalculados a cada data, a classificação das observações de treino pode mudar de uma previsão para outra.

A comparação usa o R² fora da amostra, 1 − EQM_modelo/EQM_referência, sendo EQM o erro quadrático médio da previsão (Campbell e Thompson, 2008). Quando positivo, o modelo erra menos que a referência; quando negativo, erra mais. Para saber se a diferença é estatisticamente relevante, aplica-se o teste unilateral de Clark e West (2007), próprio para modelos aninhados, aqueles em que um contém o outro. Sejam $\hat{y}_0$ e $\hat{y}_1$ as previsões do modelo menor (média histórica ou reta única) e do modelo por regimes. Calcula-se $f_t = (r_t - \hat{y}_0)^2 - [(r_t - \hat{y}_1)^2 - (\hat{y}_0 - \hat{y}_1)^2]$, em que o termo entre colchetes corrige o viés do EQM do modelo maior, causado pela estimação de parâmetros que, sob a hipótese nula, são nulos. A estatística é a razão entre a média de f_t e seu erro-padrão, comparada à distribuição normal padrão unilateral. Há duas ressalvas. O teste foi concebido para janelas de estimação de tamanho fixo, e aqui a janela cresce a cada data, de modo que seus valores críticos servem como aproximação. E ele complementa, mas não sustenta sozinho, a conclusão, que se apoia principalmente no desempenho observado (EQM e R² fora da amostra). Como verificações, usaram-se erro-padrão HAC com cinco defasagens e uma janela móvel de 1.000 observações (Seção 4.4).

4. Resultados e Discussão

4.1. Estatísticas descritivas

A Tabela 1 resume as variáveis da amostra de estimação, com 3.714 observações entre 11/01/2011 e 30/12/2025. O retorno médio diário é de 0,0224%, com desvio-padrão de 1,4739% e extremos de −15,99% e +13,02%, amplitude que sinaliza episódios de estresse e recomenda cautela com a inferência baseada somente na amostra completa.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Tabela 1 — Estatísticas descritivas da amostra de estimação

Variável	N	Média	D.P.	Mínimo–máximo
Retorno do Ibovespa (% ao dia)	3.714	0,0224	1,4739	−15,994 a 13,023
Volume financeiro relativo (log)	3.714	0,0111	0,2612	−1,703 a 1,249
Logaritmo do VIX	3.714	2,8416	0,3153	2,213 a 4,415

Fonte: elaboração própria, com dados da Bloomberg, da B3, da Cboe e do Banco Central do Brasil. Volume e VIX referem-se ao pregão anterior ao do retorno.

O volume relativo tem média próxima de zero por construção e dispersão de 0,2612 em logaritmos, e o ln(VIX) varia de 2,213 a 4,415, o que corresponde a um VIX entre cerca de 9 e 83 pontos. Os quatro regimes da Tabela 2 têm tamanhos comparáveis (913 a 944 observações), de modo que não há problema de suporte em nenhum deles.

4.2. Autocorrelação global e por regimes

Considerando todos os 3.714 pregões em conjunto, a relação entre o retorno de um dia e o do dia anterior é levemente negativa, mas pequena demais para ser distinguida do acaso ($\varphi = -0{,}0781$; $p = 0{,}127$). A medida de incerteza da estimativa, o erro-padrão HAC, é de 0,0512, e o modelo explica apenas 0,6% da variação dos retornos (R^2 ajustado de 0,0058). Em outras palavras, olhando a amostra inteira, não há evidência clara de que o retorno de ontem ajude a prever o de hoje. A Tabela 2 mostra, porém, que esse resultado médio esconde diferenças entre as condições de mercado.

A variável φ indica a tendência de continuidade (valores positivos) ou de reversão (valores negativos) do movimento do dia anterior. O valor-p indica a probabilidade de obter uma estimativa tão distante de zero se, na realidade, não houvesse dependência; valores abaixo de 0,05 são o critério usual de significância estatística. O intervalo de confiança (IC 95%) é a faixa de valores plausíveis para φ, e, quando inclui zero, não se pode descartar a ausência de dependência.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Tabela 2 — Inclinação AR(1) por regime de VIX e de volume (HAC de cinco pregões)

Regime (VIX / volume)	n	φ	E.P. HAC	IC 95%	Valor-p
Amostra completa (AR(1))	3.714	−0,0781	0,0512	−0,178; 0,022	0,127
VIX baixo / volume baixo	913	−0,1258	0,0398	−0,204; −0,048	0,002
VIX baixo / volume alto	944	0,0089	0,0299	−0,050; 0,068	0,765
VIX alto / volume baixo	944	0,0290	0,0379	−0,045; 0,103	0,445
VIX alto / volume alto	913	−0,1411	0,0896	−0,317; 0,035	0,116

Nota: regimes definidos pelas medianas de ln VIX e do volume relativo do pregão anterior. R^2 ajustado do modelo por regimes: 0,0102. Fonte: estimação própria.

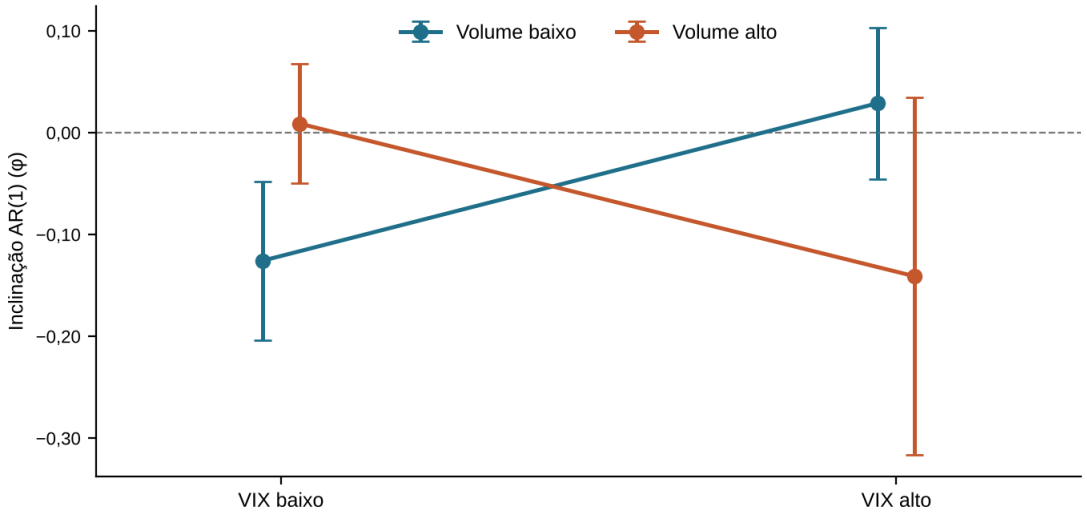
Apenas um regime apresenta dependência claramente distinguível do acaso: o de VIX baixo e volume baixo, ou seja, dias de mercado calmo e negociação reduzida (φ = −0,1258; p = 0,002). Nele, um retorno de +1% em um pregão se associa, em média, a uma queda de cerca de 0,13 ponto percentual no pregão seguinte, o que caracteriza reversão. Esse resultado permanece significativo mesmo com um critério mais rigoroso, o limiar de Bonferroni de 0,0125, que leva em conta que quatro regimes foram examinados ao mesmo tempo. No regime de VIX e volume altos, a estimativa também é negativa (−0,1411), mas imprecisa: o intervalo de confiança inclui zero, e não se pode afirmar que haja dependência. Nos outros dois regimes, a dependência é próxima de zero. {{A significância de um coeficiente e a ausência de significância de outro, porém, não demonstram que ambos sejam diferentes entre si; essa comparação cabe aos testes conjuntos da Tabela 3.}} A Figura 1 apresenta as estimativas e seus intervalos de confiança.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Figura 1 — Inclinação AR(1) por regime (estimativas e intervalos HAC de 95%)



Nota: a linha tracejada indica φ = 0. Fonte: estimação própria.

A Figura 1 mostra o padrão descritivo que motiva o estudo: na estimação principal, o papel do volume parece depender do nível do VIX. Quando o VIX é baixo, passar de volume baixo para volume alto eleva φ (de −0,126 para +0,009), isto é, a reversão desaparece. Quando o VIX é alto, o mesmo movimento reduz φ (de +0,029 para −0,141), isto é, a reversão aparece. As linhas se cruzam, e é esse cruzamento que as hipóteses testam. Os testes formais estão na Tabela 3.

Tabela 3 — Testes das hipóteses nulas de H1 e H2

Teste	Estimativa	E.P. HAC	Valor-p
$H1_0$: Wald de igualdade dos quatro φ, $\chi^2(3)$	10,976	—	0,012
Efeito do volume sobre φ com VIX baixo (φ_BA − φ_BB)	0,1347	0,0509	0,008
Efeito do volume sobre φ com VIX alto (φ_AA − φ_AB)	−0,1700	0,0975	0,081
$H2_0$: diferença em diferenças (Δ = 0)	−0,3048	0,1102	0,006

Nota: estimativas e erros-padrão HAC de cinco pregões de um único sistema com os quatro regimes. Fonte: estimação própria.

O teste conjunto rejeita a hipótese nula de igualdade dos quatro φ a 5% ($\chi^2(3)$ = 10,976; p = 0,012), o que constitui evidência estatística a favor de H1, isto é, de que a dependência difere entre os regimes. O mesmo vale para a nula de H2. A diferença em diferenças, Δ, mede o quanto o efeito do volume difere entre VIX baixo e VIX alto, e seria zero se o VIX não importasse. Ela é de −0,3048 (erro-padrão de 0,1102; p = 0,006), e o sinal coincide com a conjectura da Seção 2.5. Trata-se, porém, de

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

evidência obtida na estimação principal, e a Seção 4.3 mostra que ela não resiste a algumas formas de medir o volume.

Há, porém, uma cautela: o resultado decorre em boa parte do regime de VIX e volume baixos, que é justamente o mais distante da ideia de estresse. A diferença entre a inclinação desse regime e a média dos demais é de −0,091 (erro-padrão de 0,053; p = 0,084), um cálculo descritivo, não previsto antes da análise. O efeito do volume com VIX alto, isoladamente, é apenas marginal (p = 0,081).

4.3. Robustez

O resultado principal, a diferença em diferenças Δ, poderia depender das escolhas feitas na análise. A Tabela 4 o reestima sob as variações descritas na Seção 3.4, inclusive o controle do tamanho do retorno anterior, da sazonalidade e da medida de volume. Convém lembrar que um Δ negativo significa que o efeito do volume sobre φ é mais negativo com VIX alto do que com VIX baixo, como na estimação principal.

A Tabela 4 tem 22 linhas. O sinal de Δ é negativo em 21 delas (a exceção é o volume ortogonalizado apenas a $|r_{t-1}|$, com +0,159), e o valor-p fica abaixo de 5% em 13. Como as quatro primeiras linhas compartilham a mesma estimativa pontual, pois só o cálculo do erro-padrão é alterado, há 19 estimativas distintas, negativas em 18. Entre as variações dos cortes, dos períodos e da volatilidade doméstica, as exceções à significância são o corte no percentil 40 (p = 0,069) e a subamostra 2020–2025 (p = 0,084), esta com menos observações. As linhas que alteram a medida de volume ou controlam o tamanho do retorno anterior mudam o quadro e são discutidas adiante.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Tabela 4 — Diferença em diferenças (Δ) sob especificações alternativas

Especificação	N	Δ (E.P. HAC)	Valor-p
Base: medianas, HAC de 5 pregões	3.714	−0,3048 (0,1102)	0,006
HAC de 8 pregões (regra de Newey e West, 1994)	3.714	−0,3048 (0,1082)	0,005
HAC de 10 pregões	3.714	−0,3048 (0,1070)	0,004
HAC de 20 pregões	3.714	−0,3048 (0,1013)	0,003
Corte no percentil 40	3.714	−0,1959 (0,1077)	0,069
Corte no percentil 60	3.714	−0,2736 (0,1156)	0,018
Tercis extremos (sem o terço médio)	1.689	−0,3419 (0,1413)	0,016
Sem março–abril de 2020	3.672	−0,1752 (0,0725)	0,016
Sem o ano de 2020	3.465	−0,1587 (0,0755)	0,036
Subamostra 2011–2019	2.219	−0,1942 (0,0903)	0,032
Subamostra 2020–2025	1.495	−0,2577 (0,1489)	0,084
VIX ortogonalizado à volatilidade doméstica	3.714	−0,3195 (0,1123)	0,004
Regime de volatilidade doméstica no lugar do VIX	3.714	−0,2127 (0,1009)	0,035
Sem os pregões com VIX repetido (feriados nos EUA)	3.626	−0,2899 (0,1116)	0,009
Volume dessazonalizado (dia da semana e mês)	3.714	−0,1656 (0,1124)	0,141
Volume de futuros de Ibovespa (base na mesma amostra: −0,2973; p = 0,007)	3.582	−0,0135 (0,1348)	0,920
Volume ortogonal a $\lvert r_{t-1}\rvert$	3.714	+0,1587 (0,1665)	0,340
Volume ortogonal a $\lvert r_{t-1}\rvert$ e $\lvert r_{t-1}\rvert^2$	3.714	−0,0451 (0,0895)	0,614
Volume ortogonal a $\lvert r_{t-1}\rvert$, $\lvert r_{t-1}\rvert^2$ e $\lvert r_{t-1}\rvert^3$	3.714	−0,3132 (0,1705)	0,066
Volume ortogonal a $\lvert r_{t-1}\rvert$ até a quarta potência	3.714	−0,1521 (0,0983)	0,122
Termo $r_{t-1}\cdot\lvert r_{t-1}\rvert$ no modelo	3.714	−0,1852 (0,0785)	0,018
Termos $r_{t-1}\cdot\lvert r_{t-1}\rvert$ e $r_{t-1}\cdot\lvert r_{t-1}\rvert\cdot$VIX alto	3.714	−0,1500 (0,0854)	0,079

Nota: limiares recalculados em cada amostra. Volatilidade doméstica: logaritmo da volatilidade realizada de 21 pregões, calculada com informação até o pregão anterior. Volume ortogonal: regime de volume recalculado sobre o resíduo da regressão do volume relativo em $\lvert r_{t-1}\rvert$ (e em suas potências, quando indicadas). Termos $r_{t-1}\cdot\lvert r_{t-1}\rvert$: acrescentados ao modelo da Equação 4. Volume de futuros: contratos futuros de Ibovespa, série diária do contrato contínuo (Investing.com), normalizada como na Equação 2; a amostra é menor por dados ausentes. Dessazonalizado: volume relativo depurado, por regressão, de efeitos de dia da semana e de mês. Fonte: estimação própria.

Os pressupostos da inferência merecem registro. Os resíduos do modelo por regimes não apresentam autocorrelação linear detectável até a quinta defasagem (Ljung e Box, 1978: Q(5) = 8,02; p = 0,155), mas a apresentam até a décima (Q(10) = 36,48; p < 0,001). Seus quadrados são fortemente autocorrelacionados (Q(5) = 2.423,6; p < 0,001), há efeito ARCH (Engle, 1982: LM(5) = 1.026,5; p < 0,001) e a distribuição tem caudas pesadas (curtose de 14,9) e assimetria negativa (−0,92). A heteroscedasticidade condicional e as caudas pesadas justificam o uso de erros-

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

padrão robustos, e a autocorrelação residual de ordem mais alta indica que cinco defasagens podem ser insuficientes. Por essa razão, apresentam-se também 8 (regra de Newey e West, 1994), 10 e 20 defasagens: o erro-padrão de Δ varia de 0,110 (cinco) a 0,101 (vinte), e o valor-p, de 0,006 a 0,003, de modo que a inferência sobre Δ na estimação principal não depende dessa escolha.

O bootstrap por blocos móveis, que sorteia repetidamente trechos consecutivos de pregões e dispensa suposições sobre a distribuição dos erros, leva, para a estimação principal, à mesma conclusão. Os intervalos de confiança de 95% excluem zero nos três comprimentos de bloco: [−0,481; −0,099] com 10 pregões, [−0,484; −0,094] com 20 e [−0,478; −0,094] com 40. O erro-padrão por bootstrap, em torno de 0,10, fica próximo ao HAC.

Quatro resultados da Tabela 4 merecem discussão: a pandemia, a volatilidade doméstica, a medida de volume e o tamanho do retorno anterior. O primeiro é o papel da pandemia. Excluir março e abril de 2020 reduz Δ de −0,305 para −0,175, sem perda de significância. A redução vem sobretudo do regime de VIX e volume altos, cuja inclinação passa de −0,141 para −0,027; a reversão estimada em estresse com volume elevado depende, portanto, desse episódio. No regime de VIX e volume baixos, ao contrário, a inclinação quase não se altera (−0,118) e é negativa em 9 dos 10 anos com ao menos 30 observações nesse regime. O padrão do ambiente calmo é, assim, estável ao longo do tempo (Figura 2), e o do ambiente de estresse, não. Isso indica que a reversão em estresse com volume alto não caracteriza, necessariamente, comportamento recorrente em todos os episódios de estresse: dos 913 pregões desse regime, 41 são de março e abril de 2020, e é nesses dias de retornos extremos que a estimativa se concentra. A contribuição empírica deve, portanto, distinguir padrões que se repetem ao longo da amostra de resultados influenciados por eventos extremos.

O segundo resultado diz respeito à volatilidade doméstica. Definir o regime pela volatilidade do Ibovespa, em vez do VIX, produz resultado semelhante (Δ = −0,213; p = 0,035), e o VIX ortogonalizado, isto é, depurado da volatilidade doméstica, preserva o efeito (Δ = −0,320; p = 0,004). O padrão parece, portanto, associado a condições gerais de estresse, e não apenas à volatilidade brasileira. A correlação de 0,41 entre

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

o ln VIX e a volatilidade doméstica indica que as duas medidas compartilham parte da informação, mas uma não esgota a outra. A exclusão dos 88 pregões em que o VIX é repetido por feriado nos Estados Unidos também preserva o resultado (Δ = −0,290; p = 0,009).

O terceiro resultado diz respeito à medida de volume. O volume relativo tem sazonalidade: sua média difere por dia da semana ($F(4; 3.709) = 59,05$; $p < 0,001$) e por mês ($F(11; 3.702) = 16,15$; $p < 0,001$). Quando o regime de volume é definido sobre o volume dessazonalizado, Δ cai para −0,166 (erro-padrão de 0,112; p = 0,141) e o teste de $H1_0$ deixa de rejeitar ($\chi^2(3) = 2,85$; $p = 0,415$). Com o volume de contratos futuros de Ibovespa, mais próximo do índice, mas medido em contratos e disponível em 3.582 pregões, Δ é de −0,014 (erro-padrão de 0,135; p = 0,920), contra −0,297 (p = 0,007) para o volume agregado na mesma subamostra, e $H1_0$ também não é rejeitada (p = 0,822). As duas medidas classificam os dias de modo diferente: sua correlação é de 0,47, e os regimes de volume coincidem em 67% dos pregões. A heterogeneidade encontrada com o volume agregado do mercado à vista, portanto, não se reproduz com uma medida mais próxima do índice nem com o volume sem sazonalidade, o que reforça a restrição da interpretação à atividade agregada de negociação (Seção 3.1) e a leitura exploratória dos resultados.

O quarto resultado, o mais importante para a interpretação, diz respeito ao tamanho do retorno anterior. O volume relativo do pregão anterior correlaciona-se com $|r_{t-1}|$ (0,32), e isso é esperado: pregões com $|r_{t-1}|$ acima de 2% são 19,0% dos dias de volume alto e 6,7% dos de volume baixo. O regime de volume classifica, assim, os dias em parte pelo tamanho do movimento anterior. Quando o volume é depurado linearmente desse tamanho, Δ passa a +0,159 (erro-padrão de 0,167; p = 0,340). Com $|r_{t-1}|$ e $|r_{t-1}|^2$ na ortogonalização, Δ é de −0,045 (0,090; p = 0,614) e o teste de $H1_0$ deixa de rejeitar (p = 0,664). Com $|r_{t-1}|^3$, Δ volta a −0,313 (0,171; p = 0,066), e com $|r_{t-1}|^4$ é de −0,152 (0,098; p = 0,122), de modo que sinal e magnitude dependem da forma funcional da depuração. Quando, em vez de alterar o regime, acrescenta-se ao modelo o termo $r_{t-1} \cdot |r_{t-1}|$, Δ cai para −0,185 (p = 0,018) e, com a interação com o VIX alto, para −0,150 (p = 0,079). Das seis linhas da Tabela 4 que controlam o tamanho

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

do retorno anterior, somente a que acrescenta o termo $r_{t-1}\cdot|r_{t-1}|$ isolado mantém Δ significativo a 5%.

Por que as especificações divergem? A depuração do volume altera a classificação de cerca de 10% dos pregões (9,5% com $|r_{t-1}|$; 10,4% com $|r_{t-1}|$ e $|r_{t-1}|^2$; 9,7% com a terceira potência e 9,6% com a quarta), em especial dias de retorno grande. Esses dias são poucos e têm grande influência sobre a inclinação do regime de VIX e volume altos: dos 42 pregões de março e abril de 2020, 41 pertencem a esse regime com o volume original, e 31 após a depuração com $|r_{t-1}|$ e $|r_{t-1}|^2$. Como os retornos têm caudas pesadas (curtose de 14,9 nos resíduos), é compatível com os resultados que a reclassificação de poucos dias baste para mudar a inclinação desse regime e, com ela, o sinal de Δ. Isso explica, ao menos em parte, por que Δ oscila entre +0,159 (primeiro grau), −0,045 (segundo), −0,313 (terceiro) e −0,152 (quarto), sem padrão monotônico. Não se escolhe, portanto, uma especificação como definitiva. O que as estimativas mostram, em conjunto, é que a heterogeneidade atribuída ao volume é sensível ao modo de separar volume e tamanho do retorno, e que não se pode afirmar que o volume modula a dependência serial de forma distinta conforme o VIX.

Tabela 5 — Modelo com variáveis contínuas: coeficientes de r_{t-1} e de suas interações

Coeficiente	**(1) Base**	**(2) + $r_{t-1}\cdot\|r_{t-1}\|$**	**(3) + termos completos de $\|r_{t-1}\|$**	**(4) Volume ortogonal**	**(5) Volume ortogonal + termos completos**
r_{t-1}	−0,012 (0,018)	0,067 (0,059)	−0,004 (0,040)	−0,014 (0,018)	−0,008 (0,037)
r_{t-1} × v	−0,010 (0,075)	0,103 (0,108)	−0,001 (0,084)	−0,040 (0,079)	−0,016 (0,082)
r_{t-1} × x	0,075 (0,076)	0,161 (0,087)	0,236 (0,125)	−0,183 (0,095)	0,258 (0,139)
r_{t-1} × v × x (b_3)	−0,637 (0,174)	−0,408 (0,222)	−0,264 (0,328)	0,081 (0,310)	−0,422 (0,373)
Valor-p de b_3	< 0,001	0,066	0,420	0,794	0,257

Nota: v = volume relativo e x = ln VIX do pregão anterior, centrados em suas médias; estimativas por mínimos quadrados, com erros-padrão HAC de cinco pregões entre parênteses. Os termos completos de $|r_{t-1}|$ são $|r_{t-1}|$, $|r_{t-1}|\cdot$x, $r_{t-1}\cdot|r_{t-1}|$ e $r_{t-1}\cdot|r_{t-1}|\cdot$x. Volume ortogonal: resíduo da regressão de v em $|r_{t-1}|$ e $|r_{t-1}|^2$. Fonte: estimação própria.

A Tabela 5 apresenta o modelo com variáveis contínuas (Eq. 6), que dispensa a classificação em regimes. Sem controles, a interação tripla é negativa e significativa

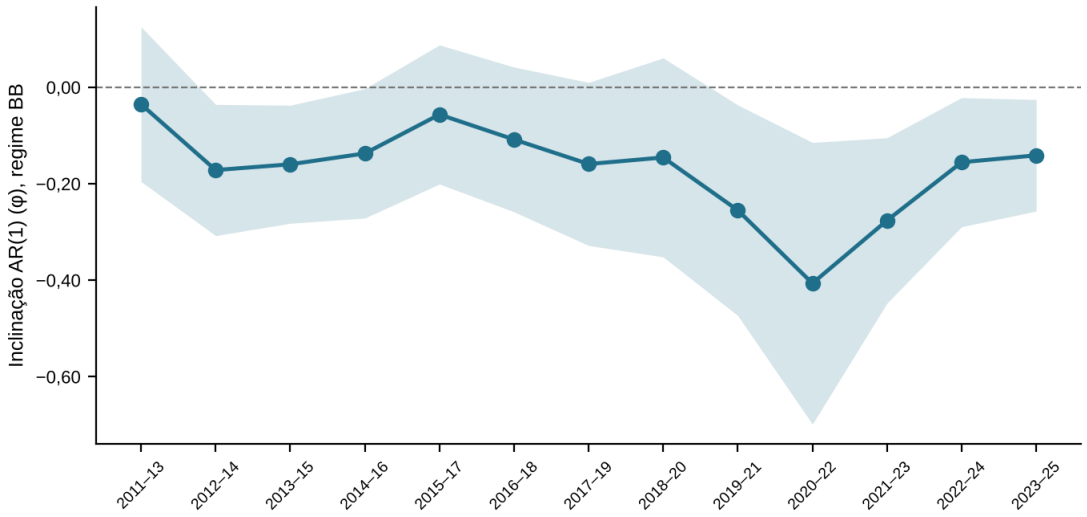
CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

(b_3 = −0,637; p < 0,001), em linha com o sinal de Δ, o que indica que o resultado inicial não decorre apenas do uso de classes binárias. Esse coeficiente, porém, perde magnitude e significância ao se acrescentar o termo $r_{t-1}\cdot|r_{t-1}|$ (−0,408; p = 0,066) e o conjunto completo de termos de $|r_{t-1}|$ (−0,264; p = 0,420), e é nulo com o volume depurado (+0,081; p = 0,794). Com o volume depurado e os termos completos, o sinal volta a ser negativo (−0,422), sem significância (p = 0,257). A comparação das duas abordagens mostra a mesma instabilidade: o sinal negativo se mantém na maior parte das especificações, mas a precisão depende de como se trata o tamanho do retorno anterior. Os coeficientes isolados de r_{t-1} e de r_{t-1} × x mudam de sinal entre as colunas, o que é esperado, pois seu significado depende dos termos incluídos.

Figura 2 — Inclinação AR(1) do regime de VIX e volume baixos em janelas móveis de três anos (IC HAC de 95%)



Nota: a linha tracejada indica φ = 0; a faixa é o intervalo de confiança HAC de 95%. Regimes definidos com as medianas da amostra completa. Fonte: estimação própria.

A Figura 2 mostra a evolução temporal da inclinação do regime de VIX e volume baixos. A estimativa é negativa nas 13 janelas, entre −0,035 e −0,406, e o intervalo de 95% exclui zero em 8 delas, o que indica reversão presente em diferentes períodos, e não concentrada em um episódio. As janelas de 2018–20 a 2020–22 têm poucas observações nesse regime (96, 68 e 25), porque os anos de pandemia concentram VIX alto, e por isso a estimativa é menos precisa. Há duas ressalvas. As janelas se sobrepõem, de modo que as estimativas não são independentes, e os limiares usam a amostra completa. Além disso, a inclinação desse regime diminui (para −0,04 a

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

−0,06) quando o volume é dessazonalizado, medido por futuros ou depurado do tamanho do retorno anterior, de modo que a estabilidade temporal se refere ao regime tal como definido pelo volume agregado original.

4.4. Avaliação fora da amostra

A previsão fora da amostra seguiu o procedimento da Seção 3.4: com as 1.000 primeiras observações como amostra inicial de treino, o modelo foi reestimado a cada pregão com todos os dados anteriores (janela expansiva), o que produziu 2.714 previsões. A Tabela 6 resume o desempenho.

O erro quadrático médio (EQM) mede o tamanho médio dos erros de previsão, e valores menores indicam previsões melhores. O modelo por regimes obteve EQM de 2,1857 × 10^{-4}, ligeiramente acima do da média histórica (2,1823 × 10^{-4}). Seu R^2 fora da amostra é, portanto, de −0,16%: o modelo errou um pouco mais do que errar simplesmente prevendo, para cada dia, a média dos retornos passados. A autorregressão única (AR(1) global) alcançou R^2 de +0,36%, ganho que, na prática, é desprezível. O teste de Clark e West não rejeita a igualdade de desempenho entre o modelo por regimes e a média histórica (p = 0,166), nem entre ele e o AR(1) global (p = 0,427).

Tabela 6 — Desempenho preditivo fora da amostra (2.714 previsões)

Modelo	EQM (×10^{-4})	R^2 fora da amostra	Clark–West (valor-p)
Média histórica	2,1823	—	—
AR(1) global	2,1745	+0,36%	—
AR(1) por regimes	2,1857	−0,16%	0,166 (vs. média); 0,427 (vs. AR(1))

Nota: janela expansiva; limiares e coeficientes estimados apenas com dados até t−1. Teste de Clark e West unilateral. Fonte: estimação própria.

A diferença entre regimes, detectável dentro da amostra, não se converte, portanto, em previsão útil fora dela. A leitura mais plausível é que a dependência serial condicional seja pequena e instável demais para gerar ganho preditivo, o que é coerente com a ideia, central na AMH, de que as ineficiências em mercados adaptativos tendem a ser transitórias (Lo, 2004). Cabe, porém, uma ressalva. O efeito estimado é pequeno diante da variância dos retornos diários, de modo que o teste fora da amostra tem poder limitado, isto é, a ausência de rejeição indica que não se comprovou ganho de previsão, e não que ele possa ser descartado. {{O teste de Clark

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

e West foi verificado de duas maneiras: com erro-padrão HAC de cinco defasagens ($p = 0,170$) e com janela móvel de 1.000 observações, em lugar da janela expansiva (R^2 fora da amostra de −1,11%; $p = 0,248$). Nenhuma delas altera a conclusão. Ademais, a comparação de erros quadráticos médios não incorpora custos de transação nem estratégias de negociação, e dela não se infere a ausência de oportunidades de negociação, apenas a ausência de ganho estatístico de previsão demonstrado.}}

4.5. Discussão à luz da literatura

Na amostra completa, a autocorrelação de primeira ordem é estatisticamente nula, resultado que não permite rejeitar a ausência de autocorrelação de primeira ordem, o que é compatível com a forma fraca da eficiência (Fama, 1991), mas não a comprova: a ausência de evidência de dependência de primeira ordem não equivale à demonstração de eficiência informacional, que exigiria considerar outras formas de dependência e a ausência de lucros após custos e com a ausência de rejeição do passeio aleatório documentada para o Ibovespa por Dourado e Tabak (2014). O que este estudo acrescenta é que essa média oculta heterogeneidade entre regimes de volume e de estresse, em boa parte associada ao tamanho do retorno anterior e sensível à medida de volume (Seção 4.3), em linha com a proposta da AMH de que a dependência varia com as condições de mercado (Lo, 2004) e com os trabalhos que relacionam autocorrelação, volume e volatilidade (LeBaron, 1992; McKenzie e Faff, 2003; Faff e McKenzie, 2007).

A AMH é usada aqui como referencial interpretativo. A heterogeneidade entre regimes é compatível com uma de suas previsões gerais, a de que a dependência varia com as condições de mercado, mas diferenças condicionais em coeficientes autorregressivos não constituem um teste abrangente da teoria, e o teste de Wald aqui empregado não a comprova nem a refuta em sentido amplo.

Em condições de estresse, o volume alto se associa a uma estimativa pontual negativa, isto é, à reversão do movimento do dia anterior, o que é coerente com a reversão induzida pela provisão de liquidez (Campbell et al., 1993; Brunnermeier e Pedersen, 2009), e Faff e McKenzie (2007) também relatam autocorrelação mais baixa ou negativa de índices acionários quando volume e volatilidade são altos. A estimativa, porém, é imprecisa e depende de março e abril de 2020. Esse achado é

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

compatível com o de Monte (2024), segundo o qual a variação da (in)eficiência do Ibovespa se associa à pandemia, e não a fatores financeiros globais. Como a Seção 4.3 mostra, porém, que o contraste entre volumes se atenua ou desaparece com o controle do tamanho do retorno anterior, a leitura de provisão de liquidez permanece uma conjectura.

Em ambiente calmo, o padrão difere do descrito na literatura. A reversão ocorre com volume baixo e desaparece com volume alto, o que difere tanto do modelo de Campbell et al. (1993), em que o volume alto se associa a maior reversão, quanto do padrão de Conrad et al. (1994), em que o volume baixo se associa a autocovariância positiva. Cabe lembrar que esses estudos tratam de ações individuais, e o presente, de um índice. O resultado de Souza e Silva (2021), que encontram efeito da liquidez variável entre amostras de ações brasileiras, também sugere que a relação entre negociação e eficiência não é uniforme. O contraste entre volumes em ambiente calmo também se atenua com o controle do tamanho do retorno anterior (Seção 4.3).

Este estudo não identifica o mecanismo. Explicações baseadas nas condições de liquidez em dias de pouca negociação são hipóteses a testar com dados de microestrutura, e não conclusões. Além disso, o volume utilizado é uma medida agregada do mercado à vista e tende a subir mecanicamente com grandes oscilações de preço (sua correlação com o valor absoluto do retorno anterior é de 0,32), e a Seção 4.3 indica que isso explica boa parte da heterogeneidade entre regimes. Testar H2 exigiria separar o volume informativo do volume mecânico, com dados intradiários ou de microestrutura.

5. Conclusão

O artigo investigou se a autocorrelação de primeira ordem dos retornos diários do Ibovespa, entre 2011 e 2025, varia com o estresse financeiro global, medido pelo VIX, e com o volume negociado. Na amostra completa, não se rejeita a ausência de autocorrelação, o que é compatível com a forma fraca da eficiência, mas não a comprova. Na estimação principal, as inclinações diferem entre os quatro regimes ($p = 0,012$) e o efeito do volume muda de sinal conforme o VIX seja baixo ou alto ($\Delta = -0,305$; $p = 0,006$). Esse padrão persiste sob truncagens HAC alternativas, outros pontos de corte, *bootstrap* por blocos, controle da volatilidade doméstica e exclusão

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

dos pregões com VIX repetido, mas não resiste a três tratamentos do volume: depurá-lo do tamanho do retorno anterior (p = 0,614 com termos linear e quadrático, embora o resultado dependa da forma funcional da depuração), dessazonalizá-lo (p = 0,141) e substituí-lo pelo volume de futuros do Ibovespa (p = 0,920). A reversão em estresse com volume alto depende, além disso, de março e abril de 2020, e a reversão em dias calmos e de baixo volume, estável ao longo do tempo na medida original, enfraquece quando o volume é medido de outro modo.

A diferença entre regimes não se converte em previsibilidade: o modelo por regimes não supera a média histórica fora da amostra (R^2 = −0,16%), e esse resultado não permite inferir a ausência de oportunidades de negociação, pois a análise compara erros de previsão e não incorpora custos de transação nem estratégias de negociação. A contribuição é, portanto, empírica e delimitada: documentar, para o Ibovespa, uma heterogeneidade descritiva e pequena da dependência serial e mostrar que ela é sensível à medida de volume, ao calendário e ao tamanho do retorno anterior, de modo que a modulação do volume pelo VIX permanece como hipótese. A AMH serve como referencial interpretativo: a heterogeneidade entre regimes é compatível com uma de suas previsões gerais, mas os testes empregados não a comprovam nem a refutam em sentido amplo. O estudo não afirma causalidade, não identifica o mecanismo e não avalia custos de negociação.

Assim, convém ler os resultados com cautela por quatro razões. O desenho é exploratório e os regimes foram definidos pelas medianas da própria amostra, com perda de informação ao dicotomizar variáveis contínuas. O volume é uma medida agregada do mercado à vista, que não corresponde ao volume dos componentes do índice, sobe mecanicamente com grandes oscilações de preço e tem sazonalidade; os resultados mudam conforme esses fatores são tratados. A inferência depende de resíduos com caudas pesadas e heteroscedasticidade condicional, e algumas estimativas dependem de poucos pregões extremos, como os de março e abril de 2020. E o poder da avaliação fora da amostra é limitado. Pesquisas futuras podem replicar o desenho com o volume dos componentes do Ibovespa e em dados intradiários, empregar medidas de liquidez e de custos de negociação para testar o

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

mecanismo, e confirmar os achados em amostra independente ou com especificação pré-registrada.

Declaração de uso de inteligência artificial generativa

Os autores utilizaram o assistente de inteligência artificial generativa Claude (Anthropic) como apoio à revisão e à reescrita de trechos do texto para fins de clareza, à discussão metodológica do desenho e das verificações de robustez, à padronização das referências, à programação em Python, incluindo a replicação das estimativas e dos diagnósticos, e à realização das análises adicionais e à redação da resposta aos avaliadores. Todo o conteúdo gerado foi revisado, validado e editado pelos autores, que conferiram os dados bibliográficos nas fontes originais e os resultados reportados com o código de replicação. A ferramenta não é considerada autora, e os autores assumem responsabilidade integral pela exatidão, pela originalidade, pelas referências, pela interpretação e pelas conclusões.

Disponibilidade de dados e de código

Os dados de origem são, em sua maior parte, públicos: negociações de ações da B3 (arquivos COTAHIST), fechamento do VIX divulgado pela Cboe e IPCA do Banco Central do Brasil (SGS 433). Os fechamentos do Ibovespa até 10 de dezembro de 2024 foram extraídos do terminal Bloomberg, de acesso licenciado, e os posteriores, da B3; a série de volume de contratos futuros de Ibovespa provém do Investing.com. O código em Python que reproduz as tabelas e as figuras e a base analítica derivada (3.714 observações, com retornos, VIX e volume relativo defasados) estão depositados em [10.5281/zenodo.23741321]. Nos trechos em que a licença da fonte não permite a redistribuição dos dados originais, o depósito contém as séries derivadas e a descrição do procedimento de reconstrução (fonte, variável, frequência, filtros e transformações das Seções 3.1 e 3.2), de modo que quem tenha acesso à fonte possa refazer a base e reproduzir os resultados.

Aspectos éticos

A pesquisa utiliza exclusivamente dados secundários, públicos e agregados de mercado, sem participação de seres humanos, razão pela qual não requer aprovação de comitê de ética.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Conflito de interesses

Os autores declaram não haver conflito de interesses.

Financiamento

Pesquisa realizada sem financiamento específico de agência ou instituição.

Contribuição dos autores

As contribuições individuais, segundo a taxonomia CRediT, são informadas nos metadados da submissão, para preservar o anonimato da avaliação duplo-cega.

Referências

Brunnermeier, Markus K., and Lasse Heje Pedersen. “Market Liquidity and Funding Liquidity.” *The Review of Financial Studies*, vol. 22, no. 6, 2009, pp. 2201–38, https://doi.org/10.1093/rfs/hhn098.

Campbell, John Y., and Samuel B. Thompson. “Predicting Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?” *The Review of Financial Studies*, vol. 21, no. 4, 2008, pp. 1509–31, https://doi.org/10.1093/rfs/hhm055.

Campbell, John Y., et al. “Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns.” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, no. 4, 1993, pp. 905–39, https://doi.org/10.2307/2118454.

Clark, Todd E., and Kenneth D. West. “Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models.” *Journal of Econometrics*, vol. 138, no. 1, 2007, pp. 291–311. Versão preliminar: NBER Technical Working Paper 326, 2006, https://doi.org/10.3386/t0326.

Conrad, Jennifer S., et al. “Volume and Autocovariances in Short-Horizon Individual Security Returns.” *The Journal of Finance*, vol. 49, no. 4, 1994, pp. 1305–29, https://ideas.repec.org/a/bla/jfinan/v49y1994i4p1305-29.html.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Dourado, Glener de Almeida, and Benjamin Miranda Tabak. “Testing the Adaptive Markets Hypothesis for Brazil.” *Brazilian Review of Finance*, vol. 12, no. 4, 2014, pp. 517–53, https://doi.org/10.12660/rbfin.v12n4.2014.32203.

Ely, Regis Augusto. “Relations between Serial Correlation and Volatility: Is There a LeBaron Effect in Brazil?” *Brazilian Review of Finance*, vol. 12, no. 1, 2014, pp. 13–39, https://ideas.repec.org/a/brf/journl/v12y2014i1p13-39.html.

Engle, Robert F. “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.” *Econometrica*, vol. 50, no. 4, 1982, pp. 987–1007, https://www.jstor.org/stable/1912773.

Faff, Robert W., and Michael D. McKenzie. “The Relationship between Implied Volatility and Autocorrelation.” *International Journal of Managerial Finance*, vol. 3, no. 2, 2007, pp. 191–96, https://doi.org/10.1108/17439130710738736.

Fama, Eugene F. “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.” *The Journal of Finance*, vol. 25, no. 2, 1970, pp. 383–417, https://doi.org/10.2307/2325486.

Fama, Eugene F. “Efficient Capital Markets: II.” *The Journal of Finance*, vol. 46, no. 5, 1991, pp. 1575–617, https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x.

Guzella, Marcelo, et al. “Efeito da atenção do investidor na eficiência do mercado brasileiro de ações.” *Revista Contabilidade & Finanças*, vol. 34, no. 93, 2023, e1635, https://doi.org/10.1590/1808-057x20231635.pt.

Iquiapaza, Robert Aldo, et al. “Previsão não-linear de retornos na BOVESPA: volume negociado em um modelo auto-regressivo de transição suave.” *Revista de Administração Contemporânea*, vol. 14, no. 1, 2010, pp. 149–71, https://doi.org/10.1590/S1415-65552010000100009.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Kim, Jae H., et al. “Stock Return Predictability and the Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from Century-Long U.S. Data.” *Journal of Empirical Finance*, vol. 18, no. 5, 2011, pp. 868–79, https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2011.08.002.

Künsch, Hans R. “The Jackknife and the Bootstrap for General Stationary Observations.” *The Annals of Statistics*, vol. 17, no. 3, 1989, pp. 1217–41, https://doi.org/10.1214/aos/1176347265.

LeBaron, Blake. “Some Relations between Volatility and Serial Correlations in Stock Market Returns.” *The Journal of Business*, vol. 65, no. 2, 1992, pp. 199–219, https://doi.org/10.1086/296565.

Lim, Kian-Ping, and Robert Brooks. “The Evolution of Stock Market Efficiency over Time: A Survey of the Empirical Literature.” *Journal of Economic Surveys*, vol. 25, no. 1, 2011, pp. 69–108, https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2009.00611.x.

Ljung, G. M., and G. E. P. Box. “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models.” *Biometrika*, vol. 65, no. 2, 1978, pp. 297–303, https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297.

Llorente, Guillermo, et al. “Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks.” *The Review of Financial Studies*, vol. 15, no. 4, 2002, pp. 1005–47, https://doi.org/10.1093/rfs/15.4.1005.

Lo, Andrew W. “The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective.” *The Journal of Portfolio Management*, vol. 30, no. 5, 2004, pp. 15–29, https://doi.org/10.3905/jpm.2004.442611.

McKenzie, Michael D., and Robert W. Faff. “The Determinants of Conditional Autocorrelation in Stock Returns.” *Journal of Financial Research*, vol. 26, no. 2, 2003, pp. 259–74, https://doi.org/10.1111/1475-6803.00058.

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Monte, Edson Zambon. “Global Financial Factors and the COVID-19 Pandemic: What Drove the Degree of (In)Efficiency of the Brazilian Stock Market in the Recent Period?” *Applied Economics and Finance*, vol. 11, no. 3, 2024, pp. 33–45, https://ideas.repec.org/a/rfa/aefjnl/v11y2024i3p33-45.html.

Newey, Whitney K., and Kenneth D. West. “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation.” *The Review of Economic Studies*, vol. 61, no. 4, 1994, pp. 631–53, https://doi.org/10.2307/2297912.

Newey, Whitney K., and Kenneth D. West. “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix.” *Econometrica*, vol. 55, no. 3, 1987, pp. 703–08, https://doi.org/10.2307/1913610.

Noda, Akihiko. “A Test of the Adaptive Market Hypothesis Using a Time-Varying AR Model in Japan.” *Finance Research Letters*, vol. 17, 2016, pp. 66–71, https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.01.004.

Özekenci, Süreyya Yılmaz. “Adaptive Market Hypothesis: Insights from BRIC-T Countries’ Stock Markets.” *Financial Internet Quarterly*, vol. 21, no. 2, 2025, pp. 33–63, https://doi.org/10.2478/fiqf-2025-0010.

Saldanha, Diana, et al. “Determinants of Adaptive Behaviour in Stock Market: A Review.” *Vision*, vol. 29, no. 1, 2025, pp. 112–24, https://doi.org/10.1177/09722629221148809.

Sarwar, Ghulam. “Is VIX an Investor Fear Gauge in BRIC Equity Markets?” *Journal of Multinational Financial Management*, vol. 22, no. 3, 2012, pp. 55–65, https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2012.01.003.

Souza, Paulo Vitor Souza de, and César Augusto Tibúrcio Silva. “Adaptability in the Brazilian Capital Market: Aspects Associated with Efficiency Reported by Companies

CC BY

REMUNOM
ISSN 2178-6925

Received: 28/09/2026 - **Accepted:** 01/11/2026
Vol: 13.23
DOI: 10.66104/rhgnq622
Pages: 1-35

Listed in B3." *BBR. Brazilian Business Review*, vol. 18, no. 4, 2021, pp. 353–70, https://doi.org/10.15728/bbr.2021.18.4.1.

CC BY