

ARTIGO

Decisões de Financiamento e Retornos Anormais: Uma Análise de Companhias Brasileiras

Cesar Augusto Camargos Rocha¹

cesar.rocha@live.com |  0000-0001-8676-6231

Marcos Antônio de Camargos^{1,2}

marcosac@face.ufmg.br |  0000-0002-3456-8249

RESUMO

Apresenta-se, aqui, uma proposta de abordagem para o teste empírico da relação entre as escolhas de financiamento das empresas e os retornos anormais obtidos por seus acionistas. Inova-se com a incorporação de controles sobre como essa relação é afetada pelas capacidades de cada fonte de financiamento, em diferentes níveis de retornos, por meio de regressão quantílica. A estimação do modelo para uma amostra de empresas brasileiras indica a inexistência de relação significativa entre retornos anormais e emissão de dívida. O mesmo ocorre entre retornos anormais e emissão de ações, com uma exceção: quando há déficit de financiamento interno que extrapola a dívida segura disponível e os retornos anormais são, ao menos, medianos, essa relação passa a ser significativa e positiva. Analisados como um todo, os resultados sugerem certa indiferença às fontes de recursos utilizadas pela empresa. Destaca-se, dentre as contribuições, a incorporação dos controles aqui mencionados, que preenchem lacuna presente em análises que relacionam fluxos financeiros empresariais e retornos, na literatura revisada.

PALAVRAS-CHAVE

Decisões de Financiamento, *Pecking Order Theory*, Retornos Anormais, Metodologia de Teste

¹Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil.

²Faculdade IBMEC de Belo Horizonte, Belo Horizonte, MG, Brasil.

Recebido: 05/04/2022.

Revisado: 09/08/2022.

Aceito: 15/09/2022.

Publicado: 30/08/2023.

DOI: <https://doi.org/10.15728/bbr.2022.1271.pt>



This Article is Distributed Under the Terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License

Financing Decisions and Abnormal Returns: An Analysis of Brazilian Companies

ABSTRACT

In this paper, we developed an approach for the empirical testing of the relationship between the financing choices of companies and the abnormal returns obtained by their shareholders. We innovate by incorporating controls on how this relationship is affected by the capabilities of each funding source, at different levels of returns, through quantile regression. The estimation of the model for a sample of Brazilian companies indicates the inexistence of a significant relationship between abnormal returns and debt issuance. The same occurs between abnormal returns and equity issuance, with one exception: when there is a deficit of internal financing that extrapolates the available safe debt and the abnormal returns are, at least, median, this relationship becomes significant and positive. Considered as a whole, the results suggest an indifference to the sources of funds used by the company. Among the contributions, we highlight the incorporation of the aforementioned controls, which bridges the gap identified in the literature relating business financial flows and stock returns.

KEYWORDS

Financing Decisions, Pecking Order Theory, Abnormal Returns, Test Methodology

A sequência das escolhas de financiamento de uma empresa define a sua estrutura de capital e há alguma controvérsia sobre o impacto dessas escolhas no valor da empresa e de suas repercussões para os retornos obtidos pelos acionistas. Essa controvérsia pode ser analisada a partir de duas perspectivas: a tradicional, defendida por Durand (1952, 1959), na qual estrutura de capital impacta o valor da empresa; e a apresentada por Modigliani e Miller (1958, 1959), na qual a estrutura de capital é irrelevante para o valor da empresa, importando apenas a classe de risco a que ela pertence (ligada ao tipo de negócio que desenvolve) e as expectativas sobre o seu fluxo de caixa.

Na perspectiva da *Pecking Order Theory* (Myers & Majluf, 1984), ou simplesmente *POT*, a assimetria de informações sobre as reais oportunidades e situação financeira das empresas induz a um processo de valorização negativa, por parte do mercado, do seu financiamento por fontes de recursos externas. Entre essas fontes externas, a emissão de novas ações seria valorizada ainda mais negativamente, em comparação a novas dívidas. Ao agir em benefício dos acionistas, os gestores das empresas levariam isso em consideração e seguiriam uma hierarquia de fontes preestabelecida, dando preferência ao uso de recursos internos aos externos e, dentre estes, ao uso de dívida em relação à emissão de novas ações.

Os testes empíricos que analisam se as empresas tomam suas decisões de financiamento seguindo a *POT* enfrentam desafios, inicialmente destacados por Chirinko e Singha (2000), em relação ao estudo seminal de Shyam-Sunder e Myers (1999). Desafios similares são enfrentados pelos estudos que buscam relacionar a valorização das ações de uma empresa a uma maior ou menor aderência ao previsto pela *POT*. Em linhas gerais, esses desafios decorrem da necessidade de análise, ao mesmo tempo, dos fluxos de financiamento por fonte de recursos e das capacidades de cada uma dessas fontes, para que se possa, efetivamente, confirmar ou refutar a aderência desses fluxos à teoria. Além disso, no caso dos estudos sobre a valorização de ações pelo mercado, acrescenta-se a necessidade de análise conjunta dessa valorização.

Diversos autores buscaram analisar as relações entre as escolhas de financiamento das empresas e os retornos obtidos pelos acionistas, como Fama e French (1998), com sua abordagem de *spread* entre valor de mercado e valor contábil; Vo e Ellis (2017), por meio da relação entre os retornos ajustados ao mercado e a alavancagem de uma empresa; e D’Mello et al. (2018), que avaliaram a contribuição marginal para a riqueza do acionista de cada dólar adicional de endividamento, a partir da análise dos retornos anormais da empresa. Ao se analisarem as relações mencionadas sob a perspectiva da *POT*, porém, identifica-se uma lacuna importante: a ausência de controles adequados para as capacidades de financiamento da empresa, no momento de tomada de decisão.

A relevância desses controles pode ser identificada a partir do estudo de Lemmon e Zender (2010), que, ao analisarem a aderência das escolhas de financiamento das empresas à *POT*, identificaram que a reação do mercado a uma eventual emissão de ações é menos desfavorável quando as condições para emissão de novas dívidas por parte da empresa são adversas. Se a probabilidade de a empresa conseguir emitir dívida com *rating* favorável é baixa, ou seja, ela teria dificuldades para emitir títulos de dívida que fossem considerados seguros para os investidores, ela é menos penalizada, em seus retornos, pela emissão de ações.

O que se coloca é que, apesar de Fama e French (1998), Vo e Ellis (2017) e D’Mello et al. (2018), entre outros, terem identificado uma relação negativa entre endividamento e retornos obtidos pelos acionistas sobre o capital investido, essa relação, sob a ótica da *POT*, deveria ser analisada à luz das possibilidades de financiamento da empresa. Com base na *POT*, na presença de boas oportunidades de investimento e de insuficiência de recursos internos à empresa para financiá-los, a contratação de novas dívidas não deveria ser valorada negativamente pelo mercado.

Caso a capacidade de emissão de dívida segura, somada à de financiamento interno, sejam insuficientes para financiar essas oportunidades, mesmo a emissão de novas ações não deveria ser valorada negativamente.

Em estudo recente, Rocha e Camargos (2023) analisam a aderência das escolhas de financiamento de empresas brasileiras à *POT*, endereçando lacunas comumente encontradas em estudos anteriores. Para isso, as decisões de financiamento são analisadas por meio da relação entre os déficits (ou superávits) internos de financiamento esperados para um dado período e os fluxos financeiros efetivamente observados nas fontes externas de recursos, controlando-se essa relação em função da expectativa de déficit financiado exclusivamente por dívida, de déficit financiado por dívida e ações ou de superávit. O estudo demonstra que, uma vez incorporados esses controles, as decisões de financiamento tomadas por empresas brasileiras de capital aberto mostram-se aderentes à *POT*. Não se analisa, entretanto, se a aderência à *POT* por uma empresa se relaciona com a valorização de suas ações.

Este artigo tem como objetivo analisar a existência de relação entre os retornos proporcionados pelas ações de uma empresa e a sua aderência à *POT*. Se os investidores perceberem a aderência à *POT* como algo positivo, esperam-se relações positivas entre retornos anormais para os acionistas e a folga financeira das empresas, para que não se percam boas oportunidades de investimento; além disso, espera-se que as relações entre esses retornos anormais e os fluxos de financiamento da empresa se diferenciem em função das capacidades observadas para cada uma das suas fontes de recursos. A partir dos pressupostos da *POT*, a emissão de dívidas pode ser vista positivamente na presença de déficit interno de financiamento e negativamente, no caso de superávit interno. Já a emissão de ações só seria vista positivamente quando da insuficiência das fontes de recursos preferenciais (interna e dívida).

As análises são viabilizadas por meio do estudo das relações entre os retornos anormais para os acionistas, em um dado período, e as variáveis associadas ao financiamento da empresa, em período imediatamente anterior, controlando-se pelas capacidades de suas fontes de recursos nesse período anterior. Essas capacidades são apuradas a partir das demonstrações financeiras padronizadas, utilizando-se conceitos desenvolvidos em Rocha e Camargos (2023) para estimação da dívida segura e da folga financeira. As relações entre retornos anormais e escolhas de financiamento são estudadas por meio de regressão quantílica, em diferentes níveis de retornos anormais, levando-se em consideração as possibilidades de que a empresa dispunha, quando da realização dessas escolhas.

Os resultados das regressões em torno de todos os quartis de retornos anormais apontam para a inexistência de relação significativa entre esses retornos e emissões de dívida, independentemente da suficiência de cada uma das fontes preferenciais de recursos. O mesmo ocorre com a emissão de ações, com uma exceção: quando há déficit de financiamento interno que extrapole a dívida segura disponível para a empresa, há uma relação positiva e significativa entre a emissão de ações e os retornos anormais, mas apenas nos casos das empresas com retornos anormais medianos ou no quartil superior de retornos anormais.

O poder explicativo dos retornos anormais a partir das escolhas de financiamento mostra-se bastante baixo, mesmo controlando-se pelas capacidades de financiamento da empresa. Isso remete a uma certa indiferença às fontes de recursos preferenciais da empresa, sugerindo que a estrutura de capital, por si só, pode não ser tão relevante para a determinação desses retornos, algo mais em linha com Modigliani e Miller (1958, 1959) do que com o previsto pela *POT* (Myers & Majluf, 1984).

Destacam-se, dentre as contribuições deste estudo, a proposição e a aplicação de uma abordagem que viabiliza a análise da relação entre os retornos anormais obtidos pelos acionistas e as escolhas de financiamento das empresas, de forma condicionada às capacidades de cada uma das fontes de recursos disponíveis para esse financiamento.

Neste estudo, os retornos anormais obtidos pelos acionistas são apurados a partir dos retornos totais por eles obtidos, *TRS* (*Total Return to Shareholder*), considerando-se tanto os ganhos de capital quanto os fluxos por proventos, adotando-se a fórmula apresentada em (1), proposta por Copeland et al. (2004).

$$TRS_1 = \frac{S_1 - S_0 + FCF_1}{S_0} \quad (1)$$

Na equação (1), *TRS* é apurado a partir da diferença entre os preços da ação *s* (de *stock*) ao final e no início do período (s_1 e s_0 , respectivamente), representando o ganho de capital, acrescido do fluxo de caixa livre (*FCF*, de *Free Cash Flow*) proporcionado pelos rendimentos decorrentes do recebimento de proventos, durante o período em questão (FCF_1).

A forma de cálculo do retorno anormal é apresentada na Equação (2).

$$AR_{i,t} = TRS_{i,t} - R_{IBRX-100,t} \quad (2)$$

Na equação (2), o retorno anormal (*Abnormal Return*, ou *AR*), obtido pelos detentores de ações da classe mais negociada da empresa “i”, no trimestre “t”, é obtido pela dedução do retorno acumulado pelo índice *IBRX-100* do *TRS* proporcionado por essa classe de ação.

Para explicar *AR*, adotam-se variáveis semelhantes às adotadas por D’Mello et al. (2018), com algumas diferenças, explicadas a partir de (3).

$$\begin{aligned} AR_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 \frac{\Delta LTD_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta TSCC_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{\Delta IBEF_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta DIVPAID_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \\ & \beta_5 \frac{\Delta FINEXP_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta NOA_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_7 \frac{LTD_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_8 \frac{FSLACK_{i,t}}{MV_{i,t-1}} + \beta_9 \frac{\Delta FSLACK_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \\ & \beta_{10} \cdot DDE_{i,t-1} \cdot \frac{\Delta LTD_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_{11} \cdot DDE_{i,t-1} \cdot \frac{\Delta TSCC_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_{12} \cdot DDE_{i,t-1} \cdot \frac{\Delta FSLACK_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \\ & \beta_{13} \cdot SUR_{i,t-1} \cdot \frac{\Delta LTD_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_{14} \cdot SUR_{i,t-1} \cdot \frac{\Delta TSCC_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \beta_{15} \cdot SUR_{i,t-1} \cdot \frac{\Delta FSLACK_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

Entre as semelhanças de (3) com o modelo de D’Mello et al. (2018) estão a adoção, como variáveis explicativas, da dívida de longo prazo (*LTD*, de *Long Term Debt*), da sua variação (ΔLTD), da emissão de ações ($\Delta TSCC$, de *Total Stockholders Capital Contribution*), da variação nas despesas financeiras ($\Delta FINEXP$, de *Financial Expenses*), da variação nos dividendos pagos ($\Delta DIVPAID$, de *Dividend Paid*) e da variação nos lucros antes de itens extraordinários, aqui antes das despesas financeiras e pós-tributos ($\Delta IBEF$, de *Income Before Extraordinary Items and Financial Expenses*). A variação no ativo total líquido de caixa, utilizada pelos autores, é substituída pela variação no ativo operacional líquido (*NOA*, ou *Net Operating Assets*), ou ΔNOA . O *NOA* é apurado como a soma do investimento operacional em giro com o investimento operacional líquido em ativos não circulantes, como em Rocha e Camargos (2023) e Papanastopoulos et al. (2011). O investimento operacional em giro, por sua vez, é apurado a partir da dedução da parcela não financeira do passivo circulante da parcela não financeira do ativo circulante. Já o investimento operacional líquido em ativos não circulantes é apurado com a dedução da parcela não financeira do passivo não circulante do ativo não circulante. A variação no ativo operacional líquido (ΔNOA)

representa, dessa forma, o investimento (ou desinvestimento) realizado na operação da empresa, em determinado período, descontando-se a parte financiada por passivos operacionais.

Ao invés de se utilizar, em (3), a variável caixa (e sua variação), são incorporadas as variáveis *FSLACK* (*Financial Slack*) e $\Delta FSLACK$ como representativas da folga financeira da empresa e das variações nessa folga financeira. São também incorporadas duas variáveis *dummies* (*SUR* e *DDE*), utilizadas para caracterizar, respectivamente, se a empresa apresentou, em “t-1”, superávit de financiamento interno ou déficit em tal montante que demandaria a emissão de ações para o seu financiamento, por esgotar a capacidade de endividamento da empresa. *FSLACK*, *SUR* e *DDE* serão discutidas em maiores detalhes, adiante.

Em linha com D’Mello et al. (2018), todas as variáveis explicativas são divididas, em (3), pelo valor de mercado das ações da empresa. Contudo, ao contrário dos autores citados, que adotam dados anuais e contemporâneos aos retornos anormais (também anuais), neste estudo adotam-se dados financeiros do trimestre anterior (“t-1”) para explicar os retornos anormais em um determinado trimestre (“t”). Aqui, os fluxos financeiros de financiamento ou investimento (ΔLTD , $\Delta TSCC$, ΔNOA e $\Delta FSLACK$) são analisados conforme ocorridos no trimestre “t-1”, e os demais fluxos ($\Delta IBEF$, $\Delta DIVPAID$ e $\Delta FINEXP$) são analisados de forma a considerar a variação, no trimestre, entre duas janelas móveis de doze meses consecutivas, neste último caso para evitar que eventual sazonalidade comprometa a análise trimestral. Por fim, por indisponibilidade nas fontes de dados adotadas, não se incorporam as variações nos valores gastos a título de pesquisa e desenvolvimento.

A primeira adaptação no modelo de D’Mello et al. (2018) adotada por este estudo se refere às variáveis utilizadas para analisar a situação financeira da empresa (liquidez e endividamento). Ao invés das posições de caixa e endividamento, foi utilizado o conceito de folga financeira proposto originalmente por Myers e Majluf (1984) e Myers (1984) e operacionalizado pela variável *FSLACK* (*Financial Slack*) em Rocha e Camargos (2023). A folga financeira *FSLACK* em determinado trimestre “t” compreende, aqui, a soma do saldo de tesouraria *NLB* (ativo circulante financeiro menos passivo circulante financeiro), ao final do trimestre “t-1”, com a dívida segura *SDEBT* (*Safe Debt*) passível de emissão pela empresa, durante o trimestre “t”. As duas informações são apuradas com dados do final do período “t-1”.

SDEBT é igual a zero para empresas identificadas como insolventes por modelo preditivo e, para as empresas solventes, é estimada a partir da diferença entre o percentil 90 das relações dívida líquida sobre *EBITDA* ($ND/EBITDA$) e dívida líquida sobre ativo total (ND/TA) das empresas solventes do mesmo setor e esses mesmos indicadores, para a própria empresa, ao final do período “t-1”. As equações (4) e (5) permitem o cálculo, respectivamente, de *SDEBT* e *FSLACK*. Maiores detalhes sobre essa abordagem para o cálculo de *SDEBT* e *FSLACK* podem ser encontrados em sua proposição original, por Rocha e Camargos (2023).

$$SDEBT_{i,t} = \max \{ 0, \min [(ND/TA_{P90,s,t-1} - ND/TA_{i,t-1}) \cdot TA_{i,t-1}, (ND/EBITDA_{P90,s,t-1} - ND/EBITDA_{i,t-1}) \cdot EBITDA_{i,t-1}] \} \quad (4)$$

$$FSLACK_{i,t} = NLB_{i,t-1} + SDEBT_{i,t} \quad (5)$$

A segunda adaptação na estrutura do modelo de D’Mello et al. (2018) refere-se à incorporação, em (3), de termos de interação (representados por variáveis *dummy*) que permitem diferenciar a relação entre determinadas variáveis e os retornos anormais obtidos, em função de a empresa apresentar déficit (nível de referência) ou superávit de financiamento interno (*dummy SUR* =

1); e no caso do déficit, a empresa ter capacidade de financiamento integral por novas dívidas (nível de referência) ou, em função do montante de déficit interno, demandar financiamento por dívidas e emissão de ações (*dummy DDE* = 1).

O déficit de financiamento interno é avaliado a partir das equações (6), (7) e (8).

$$DEF_{i,t-1} = \Delta NOA_{i,t-1} + NLB_{i,t-1} - IF_{i,t-1} \quad (6)$$

$$IF_{i,t-1} = NLB_{i,t-2} + SF_{i,t-1} \quad (7)$$

$$SF_{i,t-1} = IBE_{i,t-1} + DISCOP_{i,t-1} + PPESLG_{i,t-1} - DIVPAID_{i,t-1} \quad (8)$$

O déficit *ex-post* (*DEF*) do trimestre anterior ao dos retornos analisados depende do investimento realizado nos ativos operacionais líquidos da empresa (ΔNOA), do saldo de tesouraria *NLB* ao final do período e dos recursos internos disponíveis para o financiamento (*IF*, de *Internal Funds*). *IF*, por sua vez, dependem do saldo de tesouraria ao final do trimestre imediatamente anterior (“t-2”, neste caso) e do fluxo de autofinanciamento *SF* (*Self-Financing*) proporcionado pelas operações da empresa. Por fim, *SF* é apurado, *ex-post*, pela dedução dos dividendos pagos (*DIVPAID*) do lucro antes dos itens extraordinários *IBE* (*Income Before Extraordinary Items*), ajustado pelo resultado e itens não caixa relacionados às operações descontinuadas e à venda de ativos (*Discontinued Operations*, ou *DISCOP*; e *Property, Plant and Equipment Sales Loss/Gain*, ou *PPESLG*, respectivamente).

A partir de *DEF* e *SDEBT*, as *dummies DDE* e *SUR* são avaliadas, *ex-post*, a partir de (9), com todas as variáveis tomadas com índice “t-1”, suprimido para melhor visualização.

$$\begin{aligned} & \text{Se } DEF \leq 0, \text{ então } DDE = 0 \text{ e } SUR = 1; \\ & \text{Se } DEF > 0 \text{ e } DEF > SDEBT, \text{ então } DDE = 1 \text{ e } SUR = 0; \\ & \text{do contrário } DDE = 0 \text{ e } SUR = 0 \end{aligned} \quad (9)$$

Observa-se que, em 9, compara-se o déficit de financiamento interno em “t-1” (trimestre anterior ao de análise dos retornos anormais) com a dívida segura disponível para a empresa, *SDEBT*, também em “t-1”. A estimação de *SDEBT* segue, portanto, a equação (4), com a diferença de todas as variáveis estarem defasadas em um trimestre.

A partir dessas definições e da equação (3), as hipóteses testadas empiricamente foram:

- **H1:** Os investidores interpretarão negativamente a emissão de dívida, quando a empresa tiver condições para se autofinanciar, a partir de recursos internos. A partir de (3), espera-se um valor negativo para β_{13} e para $(\beta_1 + \beta_{13})$. Em relação a β_1 , β_{10} e $(\beta_1 + \beta_{10})$, associados à emissão de dívida quando ela se faz necessária, entende-se que possam assumir valores não significativos (indicando a falta de relação com os retornos anormais), ou até mesmo positivos, dependendo de como o mercado perceba as escolhas de investimento realizadas pela empresa.
- **H2:** Os investidores interpretarão negativamente a emissão de ações, quando a empresa tiver condições de se financiar por recursos internos ou por emissão de dívida segura. A partir de (3), espera-se um valor negativo para β_2 e para $(\beta_2 + \beta_{14})$. Em relação a β_{11} e $(\beta_2 + \beta_{11})$, associados à emissão de ações quando ela se faz necessária, entende-se possam assumir

valores não significativos (não relacionados aos retornos anormais), ou até mesmo positivos, dependendo de como o mercado perceba as escolhas de investimento realizadas pela empresa.

- **H3:** Os investidores interpretarão positivamente a preservação de folga financeira por parte das empresas para que oportunidades de investimento não sejam perdidas ou tenham seu retorno reduzido em função da necessidade da emissão de ações. Pelo mesmo motivo, um aumento nessa folga financeira será também interpretado positivamente, sempre que a empresa tiver condições de financiar os seus investimentos por recursos internos ou por dívida segura. Quando a empresa tiver que se financiar por meio da emissão de novas ações, espera-se, todavia, que uma redução (e não um aumento) nessa folga financeira seja valorizada. A partir de (3), esperam-se β_8 positivo, β_9 positivo, $(\beta_9 + \beta_{15})$ positivo e $(\beta_9 + \beta_{12})$ negativo.

A confirmação das hipóteses H1, H2 e H3 corroboraria os pressupostos da *POT*, tanto no sentido de os investidores interpretarem as escolhas de financiamento das empresas como sinalizações de suas oportunidades futuras quanto no sentido de haver uma hierarquia de financiamento que favoreça interpretações mais positivas sobre essas escolhas.

3. DADOS E MODELO ECONOMETRICO

Os dados analisados são trimestrais e foram calculados ou obtidos da Economatica. O período de análise vai de dezembro de 2010, quando ocorreu a harmonização das normas contábeis nacionais aos padrões *IFRS - International Financial Reporting Standards*, a setembro de 2020.

Inicialmente foram excluídas da amostra as observações: (i) de empresas do setor financeiro; (ii) de empresas *holding*; (iii) com inconsistências em contas contábeis de interesse; (iv) com ativo total, patrimônio líquido consolidado, patrimônio líquido ou receita líquida de vendas inferior ou igual a zero; (v) cujo valor absoluto do caixa líquido das atividades operacionais seja inferior a uma unidade monetária; (vi) em que o valor de mercado (*Market Value*, daqui em diante *MV*), o valor patrimonial por ação e a relação dívida total sobre ativo total não sejam finitos e positivos; (vii) de empresas sem liquidez acionária (negociação em 95% ou mais dos dias do trimestre), ou que sejam *penny stock*.

Na sequência, as variáveis explicativas foram divididas pelo *MV* das ações de cada empresa, sendo excluídas as observações nas quais a relação entre o patrimônio líquido (não consolidado) e *MV* fosse superior a dez (equivalente à exclusão de empresas com *P/B* inferior a 0,10). Por fim, foram excluídas aquelas observações com valores implausíveis, provavelmente decorrentes de erros introduzidos ou potencializados pelo cruzamento de informações contábeis e de mercado (variáveis com valor absoluto superior a dez vezes *MV*). A base de dados final é composta por variáveis com dados trimestrais completos, contemplando um painel de dados desbalanceado, com 3.331 observações de 183 empresas, ao longo de 38 trimestres.

Visando analisar a capacidade de emissão de dívida segura, as empresas foram agrupadas em cinco setores: i) comércio, locação, logística e aéreas; ii) construção, imobiliária e *shoppings*; iii) indústria e agronegócio; iv) *utilities*, telecomunicações, mineração, óleo, gás e outras concessões; e v) outros serviços. Esse agrupamento é feito com base nas classificações *NAICS* Níveis I e II das empresas, considerando as similaridades entre elas.

Dois modelos são aplicados para análise comparativa dos resultados. O modelo principal já foi explicado em detalhes anteriormente, a partir da equação (3). O segundo modelo, apresentado em (10), é uma adaptação mais próxima do modelo original de D'Mello et al. (2018), realizada apenas para viabilizar a sua aplicação a partir dos dados disponíveis e facilitar comparações com o modelo principal.

$$AR = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta LTD_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta C_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta IBEF_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta TANCFA_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_5 \frac{\Delta FINEXP_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_6 \frac{\Delta DIVPAID_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_7 \frac{C_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_8 \frac{LTD_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \gamma_9 \frac{\Delta TSCC_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

As variáveis C e ΔC têm a mesma interpretação dos autores originais, representando o ativo circulante financeiro e sua variação. $\Delta TANCFA$ é o ativo total líquido do ativo circulante financeiro C , com mesma interpretação de ΔAT dos autores originais, renomeada apenas para não confundir com o ativo total. $\Delta IBEF$ é o lucro antes de itens extraordinários e juros (no caso, despesas financeiras, aqui representadas por $FINEXP$). Na equação original, o lucro é representado por ΔE e inclui ajustes por tributos diferidos e créditos tributários que não são feitos aqui. As demais variáveis seguem as definições aplicadas para o modelo (3).

Em função da expectativa de que empresas com diferentes níveis de retorno para os acionistas possam ter as suas escolhas de financiamento valoradas pelo mercado de forma diferenciada, optou-se pela técnica de regressão quantílica (Koenker & Hallock, 2001) para a estimação das equações, em três níveis da distribuição de AR , os taus (quantis) $\tau = 0,25$, $\tau = 0,50$ e $\tau = 0,75$. Viabiliza-se, assim, não apenas a análise das relações entre as variáveis em torno de uma posição central (mediana) da variável dependente, como também em outros pontos de sua distribuição condicional.

Além da regressão quantílica com dados empilhados (perspectiva *cross-section*), apresentam-se também os resultados obtidos com tratamento para os dados em painel, expurgando-se dos coeficientes efeitos aleatórios a eles correlacionados, por meio de variáveis que concentrem os efeitos médios não observados, para cada quantil (Bache et al., 2013). O modelo adotado para as estimações é representado, de forma simplificada, por (11) e (12).

$$q(X, S, \tau) = X^T \beta(\tau) + S^T \pi(\tau) \quad (11)$$

$$Y = q(X, S, U) \quad (12)$$

Excluindo-se S (que representa os efeitos médios correlacionados) de (11) e (12), tem-se a representação da regressão quantílica *cross-section*, que permite avaliar os efeitos marginais de X em Y , a partir dos coeficientes β , para cada quantil τ (nível U). A regressão quantílica permite, também, a avaliação dos efeitos de escala e deslocamento trazidos pela interação entre variáveis explicativas contínuas e categóricas (ou *dummies*), viabilizando a análise, para cada quantil da distribuição condicional de AR , da sua relação com as variáveis explicativas.

No modelo de efeitos aleatórios correlacionados (Bache et al., 2013), os coeficientes π representam, em cada quantil τ , os efeitos aleatórios correlacionados às variáveis independentes contínuas, para cada modelo. Uma vez realizadas as estimações, os coeficientes β podem ser interpretados como os efeitos marginais que configuram a relação entre as regressoras e o retorno anormal AR , expurgados os efeitos correlacionados, associados aos coeficientes π . Espera-se, portanto, uma diferença entre os coeficientes β da regressão quantílica *cross-section* e os mesmos coeficientes, na regressão quantílica com efeitos aleatórios correlacionados, a menos que os efeitos não observados relacionados às regressoras não sejam relevantes.

Foram excluídas as observações identificadas como, ao mesmo tempo, *outliers* univariados (percentis 1% e 99% das variáveis) e *outliers* multivariados (observações com peso zero em estimação por regressão robusta). A estimação robusta foi realizada, para fins de identificação de *outliers*, em uma etapa, uma estimação “ S ” com amostragem não singular, mais adequada

na presença de variáveis categóricas (Koller & Stahel, 2017). Para maiores detalhes sobre essa forma de identificação de *outliers* multivariados, vide Adams et al. (2019) e Rousseeuw e Hubert (2018). Após a exclusão das observações consideradas, ao mesmo tempo, *outliers* univariados e multivariados, obteve-se um painel desbalanceado com 3.176 observações.

Considerada a multiplicidade de fatores envolvidos e com base nos resultados da regressão robusta, os modelos foram avaliados com relação à multicolinearidade, baseados nos fatores de inflação generalizados (*GVIF*, de *Generalized Variance Inflation Factors*) de suas variáveis (Fox & Monette, 1992), com todos apresentando *GVIF* inferior a 5. Todas as variáveis inicialmente previstas para os modelos foram, então, nelas mantidas.

Por fim, foi aplicado o teste de normalidade Shapiro e Wilk (Royston, 1982; Shapiro & Wilk, 1965), tendo sido observada a não normalidade da distribuição de todas as variáveis estudadas. Optou-se, assim, pela utilização de medidas e métodos que não adotem a normalidade dos dados como pressuposto para a obtenção de resultados satisfatórios e não enviesados.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Apresentam-se, nas Tabelas 1 e 2, comparações entre as medianas de variáveis de interesse, para diferentes grupos de observações. Nessas tabelas, as variáveis se referem ao trimestre anterior ao de apuração do *AR* apresentado e encontram-se divididas pelo valor de mercado das ações da empresa (*MV*), ao final do período a que se referem. Para identificar a significância da diferença entre as medianas comparadas, foram utilizados os testes de Kruskal-Wallis (Hollander et al., 2013) e Dunn (1964).

Na Tabela 1, as observações são agrupadas de acordo com o perfil de financiamento *FP* (*Financing Profile*) em que a empresa se encaixa: *SUR* (superávit de financiamento interno), *DD* (déficit interno financiável por dívida) e *DDE* (déficit interno que supera a dívida segura disponível e requer, portanto, a emissão de dívida e ações para o seu financiamento).

Destaca-se que, para 8 de 17 variáveis, houve diferença significativa a pelo menos 1% entre as medianas de todos os pares de comparação de grupos de empresas com diferentes *FP*: *SIZE*, *SDEBT*, *FSLACK*, Δ *CFA*, Δ *FSLACK*, Δ *TANCFA*, Δ *LTD* e Δ *FINEXP*. Além disso, são destacados outros dois aspectos.

O primeiro é a aparente coerência das variações na dívida de longo prazo (Δ *LTD*), em função do que seria esperado pela *POT* (Myers, 1984; Myers & Majluf, 1984): em termos medianos, observa-se uma redução na presença de superávit de financiamento (*SUR*), um aumento nos casos de necessidade de uso de dívida (*DD*) e um aumento ainda maior quando da necessidade do uso de dívida e emissão de ações (*DDE*). Este último ponto reforça a tese da emissão de ações apenas a partir do esgotamento dos recursos preferenciais (internos e dívida). Já a emissão de ações Δ *TSCC* apresenta medianas nulas em todos *FP*, sendo não nula apenas em percentis mais elevados da sua distribuição, o que também estaria em linha com a *POT*.

Um segundo aspecto é a indiferença estatística entre os retornos anormais *AR* medianos obtidos por empresas classificadas como *SUR*, *DD* ou *DDE*. Como fator isolado, a incapacidade de a empresa se autofinanciar ou de se financiar apenas a partir de uma folga financeira de que disponha (interna mais dívida segura) parece não influenciar os retornos anormais. Isso sugere que se aplica a hipótese de irrelevância da estrutura de capital para o valor da empresa (Modigliani & Miller, 1958, 1959), ou que o período trimestral de acumulação de retornos seja insuficiente para perceber a valoração das políticas de financiamento de longo prazo adotadas.

Tabela 1

Medianas de variáveis de interesse, por FP.

11

Variável	FP			Menor Sig. Dif. Entre Grupos
	SUR	DD	DDE	
SIZE	15,41	15,59	15,86	**
AR	-0,6%	0,1%	-0,7%	ns
CFA	0,162	0,161	0,199	ns
NLB	0,040	0,066	0,034	ns
SDEBT	0,166	0,243	0,000	****
FSLACK	0,216	0,301	0,087	****
LTD	0,328	0,322	0,608	ns
Δ CFA	-0,009	0,008	0,023	***
Δ FSLACK	-0,019	0,012	0,058	****
Δ NOA	0,006	0,021	0,026	ns
Δ TANCF A	0,009	0,026	0,038	**
Δ LTD	-0,013	0,017	0,061	****
Δ TS CC	0,000	0,000	0,000	ns
Δ NREV	0,009	0,011	0,019	ns
Δ IBEF	0,000	0,000	0,000	ns
Δ DIVPAID	0,000	0,000	0,000	ns
Δ FINEXP	0,000	0,001	0,003	***

Nota: **** p < 0,0001; *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; ns não significante.

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 2, apresentam-se as medianas das mesmas variáveis da Tabela 1, no entanto agrupadas por quartil de retorno anormal *AR*. Chama a atenção, aqui, que, à exceção óbvia do próprio *AR*, todas as demais variáveis apresentam pares de quartis de *AR* em que suas medianas não diferem, e, para 7 das 17 variáveis (*SIZE*, Δ NOA, Δ TANCF A, Δ LTD, Δ TS CC, Δ DIVPAID e Δ FINEXP), suas medianas não se diferem entre quaisquer pares de quartis de *AR* que se avalie.

Comparando-se os quartis extremos (Q1 e Q4) de *AR*, contudo, observam-se diferenças significantes (ao menos a 5%) para *NLB*, *SDEBT*, *FSLACK*, Δ CFA e Δ FSLACK. O mesmo ocorre com as variações nas receitas líquidas de vendas (Δ NREV) e na lucratividade pós-impósitos e antes de despesas financeiras (Δ IBEF) proporcionadas pela operação da empresa. Os valores associados a essas variáveis são substancialmente maiores em Q4, que apresenta retorno anormal mediano para os acionistas de 17,55%, do que em Q1, que apresenta retorno anormal mediano para os acionistas de -16,1%.

É coerente que maiores retornos anormais sejam antecedidos por maiores crescimentos em vendas e nos resultados da operação, pelas expectativas de geração de caixa futuro que esses crescimentos trazem, e isso é observado, na Tabela 2, com base na comparação entre suas medianas, nos quartis superior e inferior de *AR*. Observa-se, também, que maiores retornos anormais são antecedidos por uma maior folga financeira e um maior crescimento dessa folga, comparando-se as medianas de *NLB*, *SDEBT*, *FSLACK*, Δ CFA e Δ FSLACK, nos quartis superior e inferior de *AR*. Isso corrobora a hipótese colocada pela *POT* de valoração positiva, pelos investidores, da presença de folga financeira, para evitar que se percam boas oportunidades de investimento, ou que elas demandem um custo maior para a sua viabilização, por exemplo os custos de seleção adversa associados à emissão de ações.

Tabela 2

Medianas de variáveis de interesse, por quartil de AR.

12

Variável	Quartil de AR				Menor Sig. Dif. Entre Grupos
	Q1	Q2	Q3	Q4	
SIZE	15,449	15,556	15,555	15,523	ns
AR	-16,1%	-4,9%	4,0%	17,5%	****
CFA	0,172	0,144	0,170	0,179	ns
NLB	0,041	0,042	0,048	0,062	ns
SDEBT	0,143	0,175	0,153	0,174	ns
FSLACK	0,201	0,239	0,237	0,253	ns
LTD	0,412	0,326	0,367	0,355	ns
Δ CFA	-0,003	0,001	0,001	0,005	ns
Δ FSLACK	-0,012	-0,001	0,002	0,012	ns
Δ NOA	0,013	0,014	0,013	0,014	ns
Δ TANCFA	0,015	0,015	0,019	0,021	ns
Δ LTD	0,000	0,000	0,000	0,000	ns
Δ TSCC	0,000	0,000	0,000	0,000	ns
Δ NREV	0,008	0,009	0,012	0,017	ns
Δ IBEF	-0,001	0,001	0,003	0,004	ns
Δ DIVPAID	0,000	0,000	0,000	0,000	ns
Δ FINEXP	0,001	0,001	0,001	0,001	ns

Nota: **** p < 0,0001; *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; ns não significante.

Fonte: Elaboração própria.

Para compreender melhor a relação entre os retornos anormais *AR* e seus possíveis determinantes, passa-se à análise das regressões quantílicas. Apresentam-se, na Tabela 3, os resultados da estimação do modelo estruturado para controlar as relações por variáveis categóricas associadas à situação financeira, conforme equação 3, e os resultados da estimação do modelo mais próximo ao original de D'Mello et al. (2018), conforme equação 10. Para os dois modelos, são exibidos os coeficientes das regressões quantílicas *cross-section* (*CS*) e com dados em painel e efeitos aleatórios correlacionados (*CREM*). A tabela é complementada por comparações entre os modelos estimados pelas regressões *cross-section*, a partir dos critérios de informação de Akaike – *AIC* (Akaike, 1974), do critério bayesiano – *BIC* (Schwarz, 1978) e do critério do *R1* (Koenker & Machado, 1999).

As premissas contidas em H1 sugerem, no modelo da equação 3, valores negativos para o coeficiente associado à interação $\Delta LTD: SUR$ (β_{13}) e para a soma desse coeficiente com aquele associado a ΔLTD (β_1). Ademais, sugerem que os coeficientes associados à ΔLTD e à interação $\Delta LTD:DDE$ possam assumir valores negativos, positivos ou até não significativos, dependendo de como o mercado perceba as escolhas de investimento da empresa. O que se observa, na estimação da equação 3, é a não significância desses coeficientes. Como o nível de referência para a estimação do modelo e o nível em que a *dummy DDE* = 1 consideram ter sido necessária a emissão de dívida, em função da insuficiência de recursos internos, os resultados para ΔLTD e para $\Delta LTD:DDE$ corroboram a H1. Os resultados obtidos pelo modelo da equação 10, que não adota controles de suficiência por fonte de recursos, também indicam como não significante a relação entre ΔLTD e *AR*.

Tabela 3

Regressões quantílicas CS e CREM, para diferentes quantis/taus.

Regressão	Variável	Modelo Equação 3			Modelo Equação 10		
		tau 0,25	tau 0,50	tau 0,75	tau 0,25	tau 0,50	tau 0,75
CS	Δ LTD	-0,05	-0,12	-0,10	0,02	0,02	0,00
CREM	Δ LTD	-0,04	-0,12	-0,06	0,02	0,01	0,00
CREM	m. Δ LTD	0,06	0,17	0,13	0,11	0,32	0,35
CS	Δ LTD:DDE	0,11	0,16	0,06			
CREM	Δ LTD:DDE	0,07	0,14	0,01			
CS	Δ LTD:SUR	0,07	0,16	0,14			
CREM	Δ LTD:SUR	0,04	0,14	0,08			
CS	LTD	-0,02 **	0,00	0,01	-0,02 **	-0,02	-0,01
CREM	LTD	0,00	0,02	0,04**	-0,02*	-0,01	0,00
CREM	m.LTD	-0,03**	-0,04**	-0,05***	0,00	0,00	-0,02
CS	Δ TSCC	-0,06	-0,12 *	-0,18	-0,07	-0,01	0,07
CREM	Δ TSCC	-0,06	-0,12	-0,19	-0,06	0,02	0,09
CREM	m. Δ TSCC	0,01	0,13	0,23	0,03	-0,02	0,14
CS	Δ TSCC:DDE	0,18	0,33 **	0,50 **			
CREM	Δ TSCC:DDE	0,18	0,32*	0,45**			
CS	Δ TSCC:SUR	0,35 *	0,13	0,43 *			
CREM	Δ TSCC:SUR	0,24	0,25	0,44			
CS	FSLACK	0,01 *	0,02 **	0,03 ***			
CREM	FSLACK	0,02	0,02	0,04***			
CREM	m.FSLACK	0,00	-0,01	0,00			
CS	Δ FSLACK	0,07 *	0,08 ***	0,08			
CREM	Δ FSLACK	0,05*	0,07**	0,07			
CREM	m. Δ FSLACK	0,28*	0,14	0,09			
CS	Δ FSLACK:DDE	-0,09 *	-0,09 *	-0,09			
CREM	Δ FSLACK:DDE	-0,05	-0,11**	-0,09			
CS	Δ FSLACK:SUR	-0,09 **	-0,09 **	-0,07			
CREM	Δ FSLACK:SUR	-0,06*	-0,09**	-0,07			
CS	Δ CFA				0,02	0,07	0,06
CREM	Δ CFA				-0,01	0,02	0,00
CREM	m. Δ CFA				0,47*	0,15	0,30
CS	CFA				0,01	0,03	0,04 *
CREM	CFA				0,06**	0,10***	0,12***
CREM	m.CFA				-0,10***	-0,12***	-0,12**
CS	Δ TANCFA				0,04 *	0,07 **	0,11 ***
CREM	Δ TANCFA				0,04*	0,07**	0,10**
CREM	m. Δ TANCFA				-0,04	-0,22	-0,13
CS	Δ NOA	0,03	0,01	0,03			
CREM	Δ NOA	0,04	0,01	0,03			
CREM	m. Δ NOA	0,06	0,00	0,05			
CS	Δ IBEF	0,32 ***	0,26 ***	0,16 *	0,31 ***	0,25 ***	0,21 ***

Tabela 3
Cont.

Regressão	Variável	Modelo Equação 3			Modelo Equação 10		
		tau 0,25	tau 0,50	tau 0,75	tau 0,25	tau 0,50	tau 0,75
CREM	$\Delta IBEF$	0,31***	0,23**	0,16*	0,27***	0,29***	0,27***
CREM	m. $\Delta IBEF$	0,07	0,16	0,01	0,08	0,19	0,15
CS	$\Delta DIVPAID$	0,00	0,00	0,20	0,00	0,06	0,00
CREM	$\Delta DIVPAID$	0,03	0,07	0,21	0,02	0,14	0,16
CREM	m. $\Delta DIVPAID$	-2,21*	-0,71	-0,26	-0,94	-1,08	0,72
CS	$\Delta FINEXP$	-0,24***	-0,16	-0,04	-0,24***	-0,20*	-0,19*
CREM	$\Delta FINEXP$	-0,17*	-0,19	-0,15	-0,24**	-0,29**	-0,27**
CREM	m. $\Delta FINEXP$	-0,18	0,28	0,26	-0,45	0,23	0,36
CS	Intercepto	-0,08***	0,00	0,09***	-0,09***	-0,01	0,09***
CREM	Intercepto	-0,08***	0,00	0,10***	-0,08***	0,01	0,10***
CS	DDE	-0,01	-0,01	0,00			
CREM	DDE	-0,01	0,00	0,00			
CS	SUR	-0,01	-0,01	0,00			
CREM	SUR	-0,01	0,00	0,00			
N		3.176	3.176	3.176	3.176	3.176	3.176
Quantil/tau		0,25	0,50	0,75	0,25	0,50	0,75
R1		0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
AIC		-2.696,41	-2.824,46	-2.175,90	-2.680,23	-2.801,27	-2.155,86
BIC		-2.587,26	-2.715,32	-2.066,76	-2.619,60	-2.740,63	-2.095,22

Nota: Regressões estimadas com o pacote R quantreg (Roger Koenker, 2021) e rqpd (R. Koenker & Bache, 2011). Configuração: seed = 1234; método bootstrap = "wxy", repetições = 1.000.

*** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05. Análises consideram significância mínima de 5% (*).

Fonte: Elaboração própria.

Esses resultados diferem dos achados de D'Mello et al. (2018), Vo e Ellis (2017) e Fama e French (1998), os quais identificam relação significativa e negativa entre os retornos anormais e a variação da dívida de longo prazo. Como os dois modelos aqui estudados mostraram relações não significantes, essa divergência em relação aos autores citados não pode ser atribuída aos controles propostos no modelo da equação 3. Uma possível explicação, sob a perspectiva da *POT*, seria uma indiferença dos investidores em relação ao uso de recursos internos ou emissão de dívida, desde que fosse preservada a folga financeira (*FSLACK*) da empresa. Esse aspecto será retomado quando da análise dos resultados, à luz da hipótese H3.

A segunda hipótese (H2) indica uma interpretação negativa da emissão de ações, quando a empresa tiver condições de se financiar por recursos internos ou por emissão de dívida segura. Em sendo necessária a emissão de ações, sua interpretação poderia ser negativa ou positiva, dependendo de como o mercado perceba as escolhas de investimento da empresa. Para o modelo da equação 3, em torno da mediana de *AR*, o coeficiente da variável $\Delta TSCC$ é negativo na regressão *cross-section*, mas perde significância, ainda que preservando o seu valor, quando se consideram os efeitos aleatórios médios correlacionados à $\Delta TSCC$. Na presença de divergência entre os coeficientes resultantes das estimações *CS* e *CREM*, como em $\Delta TSCC$, dá-se preferência à última, que expurga os efeitos médios correlacionados às variáveis explicativas, permitindo uma melhor análise dos

efeitos marginais das alterações nessas variáveis. Feita essa opção, tanto o coeficiente de $\Delta TSCC$ quanto o coeficiente da interação $\Delta TSCC: SUR$ não se mostram significativos, contrariando parte do previsto em H2.

Observa-se que os coeficientes associados à $\Delta TSCC$ também não se mostram significantes no modelo da equação 10, que busca replicar, com adaptações, a abordagem de D’Mello et al. (2018). No estudo original desses autores, eles identificam um coeficiente significativo e positivo relacionando a emissão de ações aos retornos anormais.

Passando-se à análise sobre a valorização da emissão de ações quando ela é, efetivamente, necessária ($DDE = 1$), observa-se que o coeficiente da interação $\Delta TSCC:DDE$ é significativo e positivo, para a mediana e o quartil superior dos retornos anormais, tanto na regressão CS quanto na regressão $CREM$. Esse resultado corrobora a hipótese H2, no tocante ao fato de a emissão de ações não ser interpretada negativamente, quando necessária. Além disso, se adotarmos o nível de retorno anormal (quartil) como *proxy* da percepção do mercado sobre as perspectivas futuras da empresa, inclusive seus investimentos, é corroborada, também, a hipótese de que, na presença de uma percepção positiva sobre essas perspectivas, a emissão de novas ações, quando da indisponibilidade de outras fontes de recursos, seria interpretada positivamente. Ao final, temos que a hipótese H2 é parcialmente corroborada.

A hipótese H3 prevê que os investidores interpretarão positivamente a presença e o aumento da folga financeira por parte das empresas, para que oportunidades de investimento não sejam perdidas ou tenham seu retorno reduzido em função da necessidade da emissão de ações. Para o coeficiente da variável $FSLACK$ (β_8 , na equação 3), espera-se um valor positivo (valoração positiva do “saldo” da folga financeira). Ao se analisar a regressão $CREM$, observa-se um coeficiente positivo associado à $FSLACK$, mas apenas para o quartil superior da distribuição de retornos anormais, não sendo o coeficiente significativo para os quartis inferiores. Uma possível explicação para isso seria a valorização de $FSLACK$, por parte dos investidores, apenas para aquelas empresas que ofereçam retornos anormais acima da mediana, credenciando-as à manutenção de uma maior folga financeira, para novos investimentos.

A hipótese H3 prevê valores positivos para o coeficiente da variável $\Delta FSLACK$ (β_9 , na equação 3) e para a soma desse coeficiente com o da interação $\Delta FSLACK: SUR$ ($\beta_9 + \beta_{15}$, na equação 3). Observa-se, de fato, um coeficiente positivo associado a um aumento na folga financeira, quando da presença de déficit financiável por dívida (vide $CREM:\Delta FSLACK$), em termos medianos e para o quartil inferior da distribuição de retornos anormais. Esse coeficiente deixa de ser significativo, todavia, para o quartil superior dessa distribuição.

O valor assumido pelo coeficiente de $\Delta FSLACK$ no caso de superávit de financiamento interno ($\beta_9 + \beta_{15}$, na equação 3) passa a ser negativo, em termos medianos e para o quartil inferior, diferentemente do previsto em H3, e os coeficientes envolvidos não se mostram significativos, para o quartil superior de AR . Uma possível explicação, em linha com a dada para o coeficiente da variável $FSLACK$, seria os investidores interpretarem positivamente um aumento de folga financeira quando da necessidade de emissão de dívida (por exemplo, com a empresa emitindo dívidas em menor proporção do que os pares, preservando $SDEBT$), mas negativamente quando da presença de superávit de financiamento interno, pelo menos para aquelas empresas que apresentem retornos anormais em linha ou inferiores à mediana da distribuição de retornos anormais.

A hipótese H3 prevê, também, valor negativo para o coeficiente associado à variação na folga financeira, quando a empresa tem que emitir novas ações para se financiar. Dessa forma, prevê que a soma dos coeficientes de $\Delta FSLACK$ e $\Delta FSLACK:DDE$ ($\beta_9 + \beta_{12}$, na equação 3) tenha valor negativo. Analisando-se a regressão $CREM$, apenas em torno da mediana o coeficiente $\Delta FSLACK:DDE$

apresenta significância estatística, e, nesse caso, a sua soma com o coeficiente de $\Delta FSLACK$ resulta em valor negativo, como esperado (-0,04). Nos demais quartis, este termo de interação não se mostrou significativo, não sendo possível afirmar que haja diferença de valorização dos aumentos na folga financeira, em relação ao nível de referência. Ao final, observam-se resultados mistos para a hipótese H3, dependentes do quartil de retornos anormais em análise.

Em relação às hipóteses de pesquisa, os resultados apresentaram-se mistos, como já detalhado para cada caso, ora corroborando, ora contrariando o que se previu, com base na *POT*. Os resultados parecem depender não apenas dos controles relacionados às capacidades de financiamento, mas também do nível de retorno anormal, e não se mostram tão uniformes como esperado. Entende-se, assim, não ser possível concluir, a partir desses resultados, pela aderência da reação dos investidores, medida a partir dos retornos anormais da ação, ao que prevê a teoria.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo, foram propostas adaptações no modelo de D'Mello et al. (2018), para testar se os retornos anormais obtidos pelos acionistas seguem as interpretações previstas pela *POT* para a valoração das escolhas de financiamento das empresas. A abordagem sugerida se diferencia a partir do controle das estimações pelas capacidades de financiamento da empresa, da operacionalização dos conceitos de dívida segura e de folga financeira, além da adoção de regressão quantílica para análises segmentadas por nível de retorno anormal.

A abordagem proposta foi aplicada a uma amostra de empresas brasileiras de capital aberto, apresentando resultados mistos, em relação ao previsto pela *POT*. Destaca-se, dentre eles, que a aderência à *POT* das valorações da emissão de ações, da folga financeira e da variação na folga financeira mostrou-se dependente do nível de retornos anormais e que não pôde ser identificada relação significativa entre as variações na dívida bruta de longo prazo e os retornos anormais para o acionista. Esses resultados, em conjunto com o baixo poder explicativo dos modelos estimados, sugerem que a estrutura de capital, por si só, pode não ser tão relevante para a determinação desses retornos, algo mais em linha com Modigliani e Miller (1958, 1959) do que com o previsto pela *POT* (Myers & Majluf, 1984).

A despeito desses resultados mistos, a abordagem utilizada permitiu avançar na compreensão sobre as diferenças nas relações estudadas, em função do nível de retorno anormal e das capacidades de financiamento da empresa, como desejado. A abordagem de teste aqui proposta pode oferecer informações relevantes para uma melhor compreensão da dinâmica de financiamento das empresas de capital aberto e de suas repercussões nos retornos acionários.

Coloca-se como limitação para os resultados alcançados o baixo poder explicativo das estimações realizadas, a despeito da significância de diversos dos coeficientes envolvidos. Entende-se que a aplicação da abordagem aqui proposta a outras amostras, em especial de outros mercados e com maior número de observações, pode ajudar no seu refinamento e na continuidade dos avanços obtidos, ficando como sugestão para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- Adams, J., Hayunga, D., Mansi, S., Reeb, D., & Verardi, V. (2019). Identifying and treating outliers in finance. *Financial Management*, 48(2), 345–384. <https://doi.org/10/ggnjtt>
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10/d98qkw>

- Bache, S. H. M., Dahl, C. M., & Kristensen, J. T. (2013). Headlights on tobacco road to low birthweight outcomes. *Empirical Economics*, 44(3), 1593–1633. <https://doi.org/10/gh548c>
- Chirinko, R. S., & Singha, A. R. (2000). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: A critical comment. *Journal of Financial Economics*, 58(3), 417–425. <https://doi.org/10/fpns4f>
- Copeland, T., Dolgoff, A., & Moel, A. (2004). The role of expectations in explaining the cross-section of stock returns. *Review of Accounting Studies*, 9(2), 149–188. <https://doi.org/10/dpk5jn>
- D’Mello, R., Gruskin, M., & Kulchania, M. (2018). Shareholders valuation of long-term debt and decline in firms’ leverage ratio. *Journal of Corporate Finance*, 48, 352–374. <https://doi.org/10/gcsjkt>
- Dunn, O. J. (1964). Multiple Comparisons Using Rank Sums. *Technometrics*, 6(3), 241–252. <https://doi.org/10/c72w2z>
- Durand, D. (1952). Costs of debt and equity funds for business: Trends and problems of measurement. *Conference on Research in Business Finance*, 215–262.
- Durand, D. (1959). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment: Comment. *The American Economic Review*, 49(4), 639–655.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1998). Taxes, financing decisions, and firm value. *The Journal of Finance*, 53(3), 819–843. <https://doi.org/10/frcnfv>
- Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized Collinearity Diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417), 178–183. <https://doi.org/10/dm9wbw>
- Hollander, M., Wolfe, D. A., & Chicken, E. (2013). A Distribution-Free Test for General Alternatives (Kruskal–Wallis). In *Nonparametric statistical methods* (3rd ed., Vol. 751, pp. 204–215). John Wiley & Sons.
- Koenker, R. (2021). *Quantile Regression [R package quantreg version 5.86]*. Comprehensive R Archive Network (CRAN). <https://CRAN.R-project.org/package=quantreg>
- Koenker, R., & Bache, S. H. (2011). *rqpd: Regression Quantiles for Panel Data version 0.6 from R-Forge*. <https://rdrr.io/rforge/rqpd/>
- Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156. <https://doi.org/10/d8wpm2>
- Koenker, R., & Machado, J. A. F. (1999). Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1296–1310. <https://doi.org/10/b7drcq>
- Koller, M., & Stahel, W. A. (2017). Nonsingular subsampling for regression S estimators with categorical predictors. *Computational Statistics*, 32(2), 631–646. <https://doi.org/10/ghkm94>
- Lemmon, M.L., & Zender, J. F. (2010). Debt capacity and tests of capital structure theories. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), 1161–1187. <https://doi.org/10/dppw7d>
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261–297.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1959). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment: Reply. *The American Economic Review*, 49(4), 655–669.
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *The Journal of Finance*, 39(3), 574–592. <https://doi.org/10/gfz54b>

- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221. <https://doi.org/10/bx7vnd>
- Papanastasiopoulos, G., Thomakos, D., & Wang, T. (2011). Information in balance sheets for future stock returns: Evidence from net operating assets. *International Review of Financial Analysis*, 20(5), 269–282. <https://doi.org/10/cdpnt4>
- Rocha, C. A. C., & Camargos, M. A. (2023). Preferências, fontes e condicionantes: uma nova abordagem de teste para as decisões de financiamento. *Revista Contabilidade & Finanças*, 34(91), e1624. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20221624.pt>
- Rousseeuw, P. J., & Hubert, M. (2018). Anomaly detection by robust statistics. *WIREs Data Mining and Knowledge Discovery*, 8(2), e1236. <https://doi.org/10/gfgqr7>
- Royston, J. P. (1982). An Extension of Shapiro and Wilk's W Test for Normality to Large Samples. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 31(2), 115–124. <https://doi.org/10/dh6fpx>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of statistics*, 6(2), 461–464. <https://doi.org/10/d9mzdb>
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, 52(3/4), 591–611. <https://doi.org/10.2307/2333709>
- Shyam-Sunder, L., & Myers, S. C. (1999). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 51(2), 219–244. <https://doi.org/10/fbsb2g>
- Vo, X. V., & Ellis, C. (2017). An empirical investigation of capital structure and firm value in Vietnam. *Finance Research Letters*, 22, 90–94. <https://doi.org/10/gbq4k4>


CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

CR: contribuição de liderança nas atribuições de conceituação, curadoria de dados, análise formal, investigação, metodologia, recursos, software, apresentação e redação do original; contribuição igualitária no gerenciamento do projeto, supervisão, validação e em revisões do original. **MC:** contribuição de apoio nas atribuições de conceituação, análise formal, investigação, metodologia, recursos, apresentação e redação do original; contribuição igualitária no gerenciamento do projeto, supervisão, validação e em revisões do original.

CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram a inexistência de conflitos de interesses em relação à esta pesquisa e a este artigo.

EDITOR-CHEFE

Talles Vianna Brugni 

EDITOR ASSOCIADO

Eduardo Flores 