



**UNIVERSIDADE  
ESTADUAL DO  
MARANHÃO**

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DO MARANHÃO – UEMA  
CENTRO DE ESTUDOS SUPERIORES DE CODÓ – CESC  
CURSO BACHARELADO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS**

**JOSÉ WILSON CONCEIÇÃO DE SOUZA**

**ANÁLISE MICROECONÔMICA DO COMPORTAMENTO ASSIMÉTRICO DOS  
CUSTOS DAS EMPRESAS DO SETOR DE CONSUMO NÃO CÍCLICO LISTADAS  
NA B3**

Codó – MA  
2021

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO MARANHÃO – UEMA

**JOSÉ WILSON CONCEIÇÃO DE SOUZA**

**ANÁLISE MICROECONÔMICA DO COMPORTAMENTO ASSIMÉTRICO DOS  
CUSTOS DAS EMPRESAS DO SETOR DE CONSUMO NÃO CÍCLICO LISTADAS  
NA B3**

Artigo Científico apresentado à coordenação do Curso de Bacharelado em Ciências Contábeis, da Universidade Estadual do Maranhão, campus Codó, como requisito parcial para obtenção do Título de Bacharel em Ciências Contábeis.

**Orientadora:** Prof.<sup>a</sup> Ma. Karenn Patrícia Silva Siqueira

Souza, José Wilson Conceição de Souza

Análise microeconômica do comportamento assimétrico dos custos das empresas do setor de consumo não cíclico listadas na B3/ José Wilson Conceição de Souza. – Codó, 2021.

35 f.

Artigo Científico (Graduação) – Curso Bacharelado em Ciências Contábeis, Centro de Estudos Superiores de Codó, Universidade Estadual do Maranhão, 2021.

Orientadora: Profa. Ma. Karenn Patrícia Silva Siqueira.

1. Assimetria dos custos. 2. Sticky Costs. 3. Anti-Sticky Costs. I. Título.

CDU: 330.101.52:657.47

JOSÉ WILSON CONCEIÇÃO DE SOUZA

**ANÁLISE MICROECONÔMICA DO COMPORTAMENTO ASSIMÉTRICO DOS  
CUSTOS DAS EMPRESAS DO SETOR DE CONSUMO NÃO CÍCLICO LISTADAS  
NA B3**

Trabalho de Conclusão de Curso na modalidade de Artigo Científico apresentado ao Curso de Bacharel em Ciências Contábeis do Centro de Estudos Superiores de Codó – CESCSD da Universidade Estadual do Maranhão como pré-requisito para obtenção do Título de Bacharel em Ciências Contábeis.

**Orientadora:** Prof.<sup>a</sup> Ma. Karenn Patrícia Silva Siqueira

Aprovado em: 08/09/2021

**BANCA EXAMINADORA**



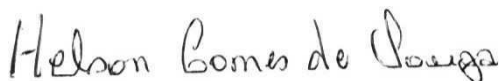
---

Prof.a. Ma. Karenn Patrícia Silva Siqueira  
UNIVERSIDADE ESTADUAL DO MARANHÃO



---

Prof.a. Ma. Tatiana Silva Fontoura de Barcellos Giacobbo  
UNIVERSIDADE ESTADUAL DO MARANHÃO



---

Prof. Me. Helson Gomes de Souza  
UNIVERSIDADE ESTADUAL DO MARANHÃO

## RESUMO

O presente estudo tem como objetivo geral analisar o comportamento assimétrico dos custos de empresas do setor de consumo não cíclico listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3) por meio de um tangenciamento aos aspectos da teoria microeconômica. Para atingir o objetivo proposto, foram admitas, preliminarmente, as seguintes hipóteses: H1) as empresas do setor de consumo não cíclico listadas na B3 apresentam custos assimétricos; H2) as variações assimétricas dos custos são revertidas em períodos subsequentes; H3) a intensidade de ativos influencia assimetricamente no comportamento dos custos no sentido *sticky costs*. A partir de uma abordagem metodológica quantitativa de caráter descritivo, procedeu-se a coleta de dados trimestrais das demonstrações contábeis de 23 empresas do setor de consumo não cíclico da B3 no período de 2009 a 2019. Para a testagem das hipóteses optou-se pelos métodos da estatística inferencial através da regressão linear múltipla com dados em painel de efeito fixos. Dentre os principais resultados, destaca-se que para as empresas do setor, cerca de 74,5% da receita líquida de vendas (*RLV*) é comprometida pelo Custo dos Produtos Vendidos (*CPV*) e 26,3% pelas despesas com Vendas, Gerais e Administrativas (*VGA*). Inserindo a intensidade de ativos como fator explicativo da assimetria dos custos, o *CPV* aumenta aproximadamente 0,79% com aumento de 1% na receita líquida de vendas e reduz cerca de 0,84% com redução de 1% na *RLV*. Já a *VGA* revelou comportamento contrário aos resultados sem esse fator, apresentando um aumento de 0,52% com aumento de 1% na *RLV* e redução de 1,34% para as reduções de 1% na receita. Para o custo total, também se observa uma assimetria no sentido *anti-sticky costs*, com aumento de 0,72% para elevação de 1% na *RLV* e, para as reduções apresentou um percentual de 1,34%. Portanto, esses resultados permitiram concluir que ocorre uma eficiência nos processo de minimização dos custos operacionais, havendo maiores reduções de custos com redução no nível de atividade do que aumentos com elevação do nível de atividade.

**Palavras-chave:** Assimetria dos Custos. *Sticky Costs*. *Anti-Sticky Costs*. Custos de Ajuste.

## ABSTRACT

The present study has as general objective to analyze the asymmetric behavior of the costs of companies in the non-cyclical consumption sector listed in Brazil, Bolsa, Balcão (B3) through a tangency to aspects of the microeconomic theory. To achieve the proposed objective, the following hypotheses were preliminarily accepted: H1) companies in the non-cyclical consumption sector listed in B3 have asymmetric costs; H2) asymmetric cost variations are reversed in subsequent periods; H3) the intensity of assets asymmetrically influences the behavior of costs in the sense of sticky costs. Based on a descriptive quantitative methodological approach, quarterly data was collected from the financial statements of 23 companies in the non-cyclical consumption sector of B3 in the period from 2009 to 2019. To test the hypotheses, the methods were chosen of inferential statistics through multiple linear regression with panel data. Among the main results, it is noteworthy that for companies in the non-cyclical consumption sector of B3, around 74,5% of net sales revenue (*RLV*) is committed by Cost of Products Sold (*COGS*) and 26,3% by Selling, General and Administrative expenses (*SGA*). Including asset intensity as an explanatory factor for cost asymmetry, *COGS* increased approximately 0,79% with a 1% increase in net sales revenue and reduced by approximately 0,84% with a 1% reduction in *RLV*. *SGA* showed behavior contrary to the results without this factor, showing an increase of 0,52% with a 1% increase in *RLV* and a 1,34% reduction for 1% reductions in revenue. For the total cost, there is also an asymmetry in the anti-stickycosts direction, with an increase of 0,72% for a 1% increase in the *RLV* and, for reductions, it presented a percentage of 1%. Therefore, these results allowed us to conclude that there is an efficiency in the processes of minimizing operating costs, with greater cost reductions with a reduction in the level of activity than increases with an increase in the level of activity.

**Keywords:** Cost Asymmetry. Sticky Costs. Anti-Sticky Costs. Adjustment Costs

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> . . . . .	<b>8</b>
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> . . . . .	<b>10</b>
2.1	Assimetria dos custos e seus fatores explicativos . . . . .	10
2.2	Análise microeconômica do comportamento assimétrico dos custos . . . . .	14
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b> . . . . .	<b>15</b>
3.1	Características da pesquisa . . . . .	15
3.2	Características da análise . . . . .	16
<b>4</b>	<b>RESULTADOS</b> . . . . .	<b>18</b>
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO</b> . . . . .	<b>24</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b> . . . . .	<b>26</b>
	<b>APÊNDICE A – MÉDIAS TRIMESTRAIS C/RLV</b> . . . . .	<b>30</b>
	<b>APÊNDICE B – REGRESSÃO DO MODELO 1 PARA O CPV</b> . . . . .	<b>31</b>
	<b>APÊNDICE C – REGRESSÃO DO MODELO 1 PARA A VGA</b> . . . . .	<b>32</b>
	<b>APÊNDICE D – REGRESSÃO DO MODELO 1 PARA O CT</b> . . . . .	<b>33</b>
	<b>APÊNDICE E – REGRESSÃO DO MODELO 2 PARA O CPV</b> . . . . .	<b>34</b>
	<b>APÊNDICE F – REGRESSÃO DO MODELO 2 PARA A VGA</b> . . . . .	<b>35</b>
	<b>APÊNDICE G – REGRESSÃO DO MODELO 2 PARA O CT</b> . . . . .	<b>36</b>
	<b>APÊNDICE H – REGRESSÃO DO MODELO 3 PARA O CPV</b> . . . . .	<b>37</b>
	<b>APÊNDICE I – REGRESSÃO DO MODELO 3 PARA A VGA</b> . . . . .	<b>38</b>
	<b>APÊNDICE J – REGRESSÃO DO MODELO 3 PARA O CT</b> . . . . .	<b>39</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A utilização de métodos quantitativos em Contabilidade possibilitou obter importantes avanços nos processos de gerenciamento de resultados e na otimização da produção, iniciando uma ampla discussão sobre a necessidade de previsão do comportamento dos custos para alcançar o nível ótimo de operacionalidade das organizações (MEDEIROS; COSTA; SILVA, 2005). Muitos dos estudos e análises gerenciais realizados para essa finalidade pressupõem a existência de uma proporcionalidade entre as mudanças nos custos e as variações no volume de produção (WEISS, 2010; FOURATI; GHORBEL; JARBOUI, 2020).

Contudo, a premissa da proporcionalidade apontada nesses estudos passou a ser questionada após a publicação do artigo de Anderson, Banker e Janakiraman (2003), os quais observaram um comportamento assimétrico dos custos em comparação às variações na receita líquida. Utilizando dados de 20 anos de 7.629 empresas norte-americanas, os autores compararam o modelo tradicional de análise do comportamento dos custos com um modelo alternativo, no qual as decisões gerenciais nos ajustes de recursos são consideradas. Os resultados mostraram que as magnitudes de aumento dos custos com aumento na receita líquida tendem a ser maior que as magnitudes de diminuição, com a redução da receita.

Dessa forma, deu-se início a uma ampla discussão dessa temática, introduzindo diversos fatores explicativos a esse comportamento e estruturando a base das ideias de assimetria dos custos. Weiss (2010) propõe a divisão dos custos assimétricos em duas categorias, a dos *Sticky Costs*, termo adotado por Anderson, Banker e Janakiraman (2003) para caracterizar o comportamento dos custos observado na pesquisa por eles realizada, e os *Anti-Sticky Costs*, caracterizando magnitudes de aumento dos custos com aumento na receita líquida menores que as magnitudes de reduções com diminuição na receita líquida.

As causas desse comportamento foram, e continuam sendo amplamente estudadas na literatura contábil. Richartz e Borgert (2021), Reis e Borgert (2018) e Elias et al. (2018) destacam a intensidade de ativos como fator condicionante dos custos assimétricos nas empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA (atual B3). Segundo Anderson, Banker e Janakiraman (2003), conforme a empresa apresente maior intensidade de ativos, mais difíceis se tornam as decisões de corte de recursos



não utilizados nos momentos de declínio das vendas, ocasionando *sticky costs*. Além disso, fatores relacionados às decisões deliberadas dos gestores também são apontados como determinantes para os ambientes de assimetria no comportamento dos custos (CHEN; KAMA; LEHAVY, 2019; AZEEZ; HAN; MAHMOOD, 2017; BANKER; BYZALOV, 2014; KAJIWARA; YASUKATA, 2011; KAMA; WEISS, 2013; FERREIRA; COSTA; ÁVILA, 2016).

Apesar da diversidade de pesquisas nessa temática, poucas recorrem aos fundamentos da teoria microeconômica como auxílio às inferências de suas análises. Nesse sentido, a pesquisa analisa o comportamento assimétrico dos custos das empresas do setor de consumo não cíclico listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3) através de um tangenciamento aos aspectos da teoria microeconômica. Especificamente, objetiva-se realizar testes de regressão com as *proxies* representativas da intensidade de ativos e das reversões assimétricas custos, estabelecendo uma interpretação conjuntamente com os pressupostos da teoria microeconômica para os parâmetros encontrados nestes testes.

Nesse viés metodológico e com utilização dos procedimentos da pesquisa descritiva, de abordagem quantitativa, o estudo pretende responder a seguinte questão: como a intensidade de ativos e as decisões de ajuste de recursos influenciam no comportamento dos custos das empresas do setor de consumo não cíclico listadas na B3? Para responder a tal problemática, adota-se, preliminarmente, as seguintes hipóteses:  $H_1$ ) as empresas do setor de consumo não cíclico listadas na B3 apresentam custos assimétricos;  $H_2$ ) as variações assimétricas dos custos são revertidas em períodos subsequentes;  $H_3$ ) A intensidade de ativos influencia assimetricamente no comportamento dos custos no sentido *sticky costs*.

Destarte, a ausência de estudos precedentes com esse escopo, enseja a necessidade da realização de novas pesquisas nesse sentido. Ademais, destaca-se sua contribuição teórico-prática para o âmbito gerencial, pois, nesse contexto, a utilização de métodos quantitativos, alinhados à informações qualitativas na previsão dos possíveis cenários de produtividade, representa fundamental importância para tomada de decisão, pois permite aos gestores terem um maior grau de assertividade nas alocações de recursos.

Além dessa introdução, este estudo apresenta mais quatro seções. A

próxima seção estabelece os fundamentos teóricos da pesquisa, através da ênfase dos aspectos da teoria microeconômica envolvidos no comportamento assimétrico dos custos. A seção 3 destaca a metodologia do trabalho, detalhando os modelos e *proxies* utilizados nas análises. Na seção 4 são apresentados os resultados e, finalmente, na seção 5, a conclusão da pesquisa.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Assimetria dos custos e seus fatores explicativos**

As tentativas de compreensão do comportamento dos custos com utilização de métodos quantitativos e computacionais estão presentes na comunidade científica desde meados do século XX. Benston (1966), por exemplo, já mencionava a importância do gerenciamento e previsão dos custos de produção para as empresas. O autor destaca a relevância do uso da análise de regressão múltipla nas estimativas do comportamento dos custos, tendo a Contabilidade Gerencial e de Custos como principais aliadas na identificação dos direcionadores de custos e nas inferências dessas análises.

A representatividade desse método também passou a ser enfatizada ao longo do tempo, por diversos outros autores, como Horngren, Foster e Datar (2001), Garrison, Noreen e Brewer (2013) e Leone e Leone (2010). Contudo, nessa forma de analisar os custos há uma separação entre custos fixos e variáveis, não havendo, em grande parte, ponderações sobre o comportamento dos custos nos aumentos e nas reduções de atividade e, ademais, pressupõem-se que os gestores são, em média, racionais e competentes (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003; CHEUNG; HUR; PARK, 2019). Desse modo, os custos fixos não interferem de maneira acentuada nas estimativas dos custos totais.

No entanto, a principal limitação desse modelo tradicional de análise do comportamento dos custos, apontada no estudo seminal de Anderson, Banker e Janakiraman (2003), está justamente na desconsideração das direções de aumentos e reduções nos níveis de atividade provenientes das decisões gerenciais de ajustar recursos em resposta às flutuações de demanda. Os autores utilizaram dados de 20 anos de 7.629 empresas norte-americanas para comparar o modelo tradicional de análise do comportamento dos custos com um modelo alternativo, no qual as decisões

gerenciais nos ajustes de recursos são consideradas. Seus resultados indicaram que as despesas com vendas, gerais e administrativas aumentaram em média 0,55% em resposta a 1% de aumento na receita líquida de vendas (a *proxy* para o nível de atividade), e reduziram somente 0,35% para redução em 1% da receita líquida. Em outras palavras, existe uma assimetria no comportamento dos custos. Os autores denominaram esse comportamento de '*Sticky Costs*' (custos pegajosos ou custos rígidos).

Nessa mesma linha, Weiss (2010) também verificou a existência de *Anti-Sticky Costs* (magnitude de aumento nos custos com aumento na receita líquida menor que a redução com diminuição na receita). Dessa forma, propõem a divisão do comportamento assimétrico dos custos em duas categorias, os *Sticky Costs* e os *Anti-Sticky Costs*. Além disso, o autor analisou se a precisão das previsões de ganhos dos analistas é afetada pela existência dessa assimetria. Os resultados confirmaram essa hipótese, evidenciando a ocorrência de maiores erros de previsão nas empresas que apresentaram *sticky costs* do que naquelas em ambientes *anti-sticky costs*.

De maneira semelhante, Han, Rezaee e Tuo (2019) investigaram a associação entre o grau de rigidez dos custos e a propensão da gestão em liberar as previsões de resultados da gestão (Management Earnings Forecasts - MEF). Os autores argumentam que tanto a decisão de liberar o MEF como o grau de rigidez dos custos são influenciados pelas escolhas estratégicas da gestão. Os testes realizados sugerem que empresas com altos níveis de *sticky costs* são mais propensas a emitir o MEF. Ademais, essa emissão está correlacionada com notícias de ganhos mais favoráveis e com o otimismo gerencial. No entanto, os testes não foram significativos para emissão de más notícias.

Esses aspectos otimistas e pessimistas da gestão sobre os ganhos futuros integram um dos conjuntos de fatores listados na literatura como explicativos dos custos assimétricos. Kajiwara e Yasukata (2011), listam dois grupos de fatores explicativos ao comportamento assimétrico dos custos. O primeiro refere-se às decisões deliberadas dos gestores em ajustar recursos comprometidos conforme suas expectativas de vendas futuras (Teoria da Decisão Deliberada). Já o segundo está relacionado com o atraso nos ajustes de recursos (Teoria do Atraso dos Custos de ajuste).

Anderson, Banker e Janakiraman (2003) explicam que, dada uma demanda

estocástica, os gerentes devem avaliar, nos declínios das vendas, a probabilidade de essa queda ser temporária para, com isso, decidirem se devem cortar recursos comprometidos ou mantê-los. Contudo, nos aumentos é necessário ajustar recursos para acompanhar a demanda. Esses ajustes de recursos tendem a não ser simétricos às mudanças na receita, pois os custos incorridos para acompanhar a demanda nos aumentos serão maiores. Ocorrendo, portanto, *sticky costs*.

Nesse contexto, algumas investigações (CALLEJA; STELIAROS; THOMAS, 2006; SUBRAMANIAM; WATSON, 2016), verificaram se a ocorrência de *sticky costs* está relacionada com o nível de variação no volume de vendas. Os resultados indicam que os *sticky costs* são pronunciados quando ocorre uma grande queda nas vendas, mas não surgem quando ocorrem pequenas quedas. Entretanto, na pesquisa recente de Özkaya (2021), em micro e pequenas empresas da Turquia, observou-se maior rigidez dos custos com menores reduções nas receitas do que maiores diminuições nesta. Em ambos os casos, há um atraso nos ajustes de recursos, fazendo com que os custos não acompanhem as variações das vendas.

Vale destacar que tanto as decisões deliberadas dos gestores como o atraso nos ajustes de custos, também são recorrentemente utilizados de maneira conjunta para a análise dos fatores explicativos do comportamento assimétrico dos custos. Kajiwara e Yasukata (2011) e Reis e Borgert (2018) reforçam que esses dois grupos de fatores não são mutuamente excludentes entre si, mas que se complementam para a formação de novas evidências e conjecturas sobre as causas dos custos assimétricos.

A partir dessa estrutura, Richartz e Borgert (2021), analisou os fatores explicativos para a assimetria nos custos das empresas brasileiras. O estudo apontou, dentre outros fatores, um significativo grau de explicação da variável intensidade de ativos e do otimismo e pessimismo dos gestores para essa assimetria. Com uma amostra de 617 empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA entre os anos de 1995 e 2014, foi identificado um comportamento *anti-sticky costs* para o fator pessimismo dos gestores e *sticky costs* para o otimismo.

Corroborando, Banker e Byzalov (2014) afirmam que quando os gestores estão otimistas sobre os ganhos futuros estão mais dispostos a manter recursos no período atual de queda, reduzindo custos de ajuste. Por outro lado, quando ocorre aumentos nas vendas, esses gestores estão mais dispostos a adicionar recursos,

possibilitando o surgimento de custos rígidos (BANKER; BYZALOV, 2014).

Em essência, o que o otimismo gerencial provoca é uma resposta mais fraca dos custos com o declínio das vendas atuais e maiores respostas nos aumentos das vendas, levando à rigidez dos custos (BANKER; BYZALOV, 2014). Inversamente, o pessimismo dos gerentes pode resultar em maiores cortes de recursos nos declínios e menores expansão nos aumentos, acarretando custos menos rígidos (*anti-sticky costs*) (CHEN; KAMA; LEHAVY, 2019; BANKER; BYZALOV, 2014).

Semelhantemente, Chen, Kama e Lehavay (2019) investigaram os efeitos das expectativas gerenciais (medido pelo tom das declarações prospectivas nos relatórios das empresas) no contexto dos custos de ajuste de recursos e níveis de recursos não utilizados. Os custos de ajustes representam, como foi observado inicialmente por Anderson, Banker e Janakiraman (2003), gastos envolvidos na aquisição de recursos que foram cortados nos declínios das vendas, mas que precisam ser ajustados para atender os aumentos atuais. Desse modo, com aproximadamente 45.000 observações e delimitação para empresas públicas cobertas pelo Compustat, Chen, Kama e Lehavay (2019) encontraram maior grau de rigidez dos custos quando há menos recursos não utilizados, maiores custos de ajuste e maiores expectativas otimistas. Na situação inversa, foi identificado um comportamento *anti-sticky costs*.

Em uma análise voltada ao entendimento da influência dos custos de ajuste no comportamento assimétrico dos custos, Golden, Mashruwala e Pevzner (2020), utilizaram uma nova *proxy* para capturar os efeitos da dependência de mão de obra qualificada em empresas dos Estados Unidos, de 1999 a 2016, sobre a assimetria de custos. Os autores também exploraram as características do ambiente econômico e controlaram os efeitos de variáveis exógenas na *proxy* dos custos de ajuste de mão de obra. Os resultados evidenciam que empresas que dependem de mão de obra altamente qualificada apresentam maior assimetria de custos.

Kama e Weiss (2013) reforçam que os ajustes de recursos estão relacionados com incentivos dados à gestão para cumprir metas de ganhos, pois se isso ocorre, os gerentes tendem a cortar recursos de maneira mais rápida com observações de declínio nas vendas, o que pode gerar certa eficiência na administração desses recursos e reduzir o grau de *sticky costs*.

Não obstante, a literatura destaca diversos outros fatores que podem

contribuir para o comportamento assimétrico dos custos: intensidade de ativos e de funcionários (ZHANG et al., 2019; ÖZKAYA, 2021; ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003), crescimento econômico (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003; BANKER; BYZALOV, 2014; ZONATTO et al., 2018), problemas de agência (FOURATI; GHORBEL; JARBOUI, 2020; KAMA; WEISS, 2010; BANKER; BYZALOV; CHEN, 2013), capital social da comunidade (HARTLIEB; LOY; EIERLE, 2020), capacidade gerencial (CHOI; HWANG; PARK, 2019; LI et al., 2020) e legislação de proteção ao emprego (KREMER et al., 2015; BANKER; BYZALOV; CHEN, 2013).

## 2.2 Análise microeconômica do comportamento assimétrico dos custos

A assimetria dos custos é medida com base no parâmetro característico do modelo de regressão geralmente utilizado. Assim, a inclinação  $\beta$  aproxima a mudança percentual nos custos para mudanças de 1% na receita (BANKER; BYZALOV; PLEHN-DUJOWICH, 2014).

$$\beta = \frac{\partial \ln C(y)}{\partial \ln y} = \frac{\partial C(y)/C(y)}{\partial y/y}$$

Assim, como observa Banker, Byzalov e Plehn-Dujowich (2014), a inclinação  $\beta$  também pode ser interpretada como a razão do custo marginal  $\partial C(y)/\partial y$  com o custo médio  $C(y)/y$ . Desse modo, os autores analisaram a incerteza da demanda na assimetria dos custos. Para tanto, utilizaram uma função de produção translog e voltaram suas análises para o setor manufatureiro. Os resultados mostraram que níveis de capacidade mais altos implicam uma estrutura de custos com maior proporção de custos fixos do que de custos variáveis. Observam que os gestores aumentam a capacidade dos insumos fixos para aliviar o agravamento nos custos de ajuste. Ao fazerem isso, contudo, implicam em maiores custos fixos e menores custos variáveis no curto prazo.

Segundo Russo (2017), por possuir distintas curvas de custo total para diferentes escalas de produção, cabendo ao gestor buscar a que minimize os custos e maximize os lucros, a empresa está sujeita a decisões pautadas sobre a expectativa de demanda. Desse modo, o comportamento assimétrico dos custos pode ser explicado considerando que o gestor altera a escala produtiva no logo prazo, permitindo que os custos não se comportem de maneira perfeitamente elástica.

As economias de escalas podem ser facilmente visualizadas ao se analisar uma função de produção  $y = f(x)$ , onde  $x \in \mathbb{R}_+^n$  é o vetor de insumos. Para um  $t > 1$ , ocorre retornos constantes de escala se  $f(tx) = tf(x)$ , quando  $f(tx) > tf(x)$  há retornos crescentes de escala e, se  $f(tx) < tf(x)$  então existe deseconomias de escala, para todo  $x \in \mathbb{R}_+^n$  e  $t > 1$ . Porém se  $f$  admite retornos crescente de escala, para  $t \in (0, 1)$  implica  $f(tx) < tf(x)$  (MAS-COLELL et al., 1995).

No modelo de Anderson, Banker e Janakiraman (2003) abaixo, se o coeficiente  $\beta_1$  apresentar valor acima de 1, os autores destacam que a empresa incorre em economias de escala.

$$\log \left( \frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}} \right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log \left( \frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}} \right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log \left( \frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t}$$

Portanto, apesar de poucos estudos sobre assimetria dos custos recorrem aos fundamentos da teoria microeconômica em suas análises, identifica-se a possibilidade de tal abordagem, dado o interesse mútuo entre Contabilidade e Microeconomia em entender como os custos se comportam. Além disso, a análise do cenário da assimetria dos custos sob a perspectiva microeconômica é essencial para a construção dos fundamentos da teoria dos *sticky costs* e possibilita fornecer novos direcionamentos na literatura sobre o tema.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Características da pesquisa

A pesquisa propõe contribuir para a utilização dos instrumentos da Contabilidade e da Microeconomia na compreensão do comportamento dos custos. Nesse viés, o estudo adota as concepções positivistas para a estruturação da metodologia a ser desenvolvida, tangenciando, no entanto, os aspectos normativos dessas duas ciências, haja vista a impossibilidade de conceber uma única concepção para a análise efetiva dos dados.

Corroborando para essa visão, Major (2017, p. 173) destaca que os “avanços conceituais que o positivismo possibilitou à Contabilidade enquanto ciência, na essência, este tipo de pesquisa se baseou nos mesmos pressupostos da pesquisa normativa”. Nesse sentido, a metodologia apoia-se no método da pesquisa documental, empregando a coleta de dados secundários para a testagem de hipóteses.

Quanto a seu objetivo de estudo, a pesquisa é descritiva, pois nesse tipo de pesquisa o autor “expõe as características de uma determinada população ou fenômeno, demandando técnicas padronizadas de coleta de dados” (PRODANOV; FREITAS, 2013, p. 121). Além disso, o estudo caracteriza-se pela utilização de uma abordagem quantitativa, justificada pela apresentação de dados numéricos que norteiam as inferências da análise.

### **3.2 Características da análise**

A análise foi realizada a partir dos dados trimestrais coletados nas demonstrações contábeis não consolidadas das empresas do setor de consumo não cíclico listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3), abrangendo o primeiro trimestre de 2009 a quarto trimestre de 2019. O setor foi escolhido por caracterizar-se pela pouca interferência de mudanças econômicas em sua produção, o que facilita o trabalho da gestão dessas empresas no processo de estimar demandas futuras e, portanto, agir mais rapidamente nos cortes de recursos comprometidos.

Baseando-se em pesquisas anteriores, utiliza-se a Receita Líquida de Bens e/ou Serviços Vendidos (*RLV*), como *proxy* do volume de vendas. Além disso, nesta pesquisa, não apenas o comportamento das despesas com Vendas, Gerais e Administrativas (*VGA*) foram analisadas, mas também abrangeu o comportamento dos Custos dos Bens e/ou Serviços Vendidos (doravante, *CPV*) e o somatório desses, ou seja, o Custo Total (*CT*).

Afim de que seja possível fazer uma comparação a valores reais, todas as variáveis coletadas foram corrigidas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Contudo, entre o total de empresas do setor de consumo não cíclico da B3 (31) nem todas apresentaram os dados completos em todos os trimestres analisados e, dessa forma, foram incluídas apenas aquelas com três anos (12 trimestres) ou mais de dados das variáveis, totalizando 23 empresas. Por conseguinte, as observações com variação na receita líquida acima de 100%, como sugere Anderson, Banker e Janakiraman (2003) foram excluídas da análise, pois podem gerar *outliers*. Desse modo, o número total de observações varia conforme a categoria de custo em análise.

Assim, com utilização dos softwares Gretl e Microsoft® Office Excel 2016, realiza-se regressões lineares múltiplas com dados em painel para os



modelos analisados e aplica-se os testes de autocorrelação (Teste de Wooldridge), heterocedasticidade (Teste de Wald) e normalidade dos resíduos. Além disso, com base nos resultados dos testes de Hausman, todos os modelos foram estimados com abordagem de efeitos fixos com variável *dummy* (LSQVD – *Least Square Dummy Variable*). Nessa abordagem, o intercepto de cada unidade é tomado como invariante no tempo, apesar de ser distinto entre essas unidades, o que permite que a heterogeneidade das empresas sejam capturadas na análise (GUJARATI; PORTER, 2011).

Com estes procedimentos, para o teste de H1, referente a existência de assimetria nos custos nas empresas analisadas, realiza-se regressões lineares múltiplas com o modelo proposto por Anderson, Banker e Janakiraman (2003), destacado abaixo.

$$\log\left(\frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Onde  $C_{i,t}$  representa a categoria de custo em análise (*CPV*, *DVA*, ou *CT*) da empresa  $i$  no trimestre  $t$ . Dada a inclusão da variável *Dummy* ( $D_{i,t}$ ), que assume o valor 1 quando  $RLV_{i,t} < RLV_{i,t-1}$  e 0 quando  $RLV_{i,t} \geq RLV_{i,t-1}$ , o coeficiente  $\beta_1$  mede o percentual de aumento custos com o aumento de 1% na receita líquida, já o parâmetro  $\beta_1 + \beta_2$  mede a redução nos custos com decréscimo de 1% na receita líquida. Para a validação de  $H_1$ , basta que  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 \neq 0$ .

Partindo dos resultados da etapa anterior, utiliza-se o Modelo 2 abaixo para testar H2.

$$\log\left(\frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \beta_4 \cdot D_{i,t-1} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Onde  $D_{i,t-1}$  é uma variável *Dummy* que assume o valor 1 quando  $RLV_{i,t-1} < RLV_{i,t-2}$  e 0 quando do contrário. Dessa forma, para a aceitação de H2, comprovando que ocorre reversão da variação assimétrica dos custos, conforme Anderson, Banker e Janakiraman (2003), os coeficientes devem atender a  $0 < \beta_4 < |\beta_2|$ .

Por fim, para testar H3, é aplicado o Modelo 3 abaixo.

$$\log\left(\frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) \cdot \log\left(\frac{AT_{i,t}}{RLV_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t}. \quad (3)$$

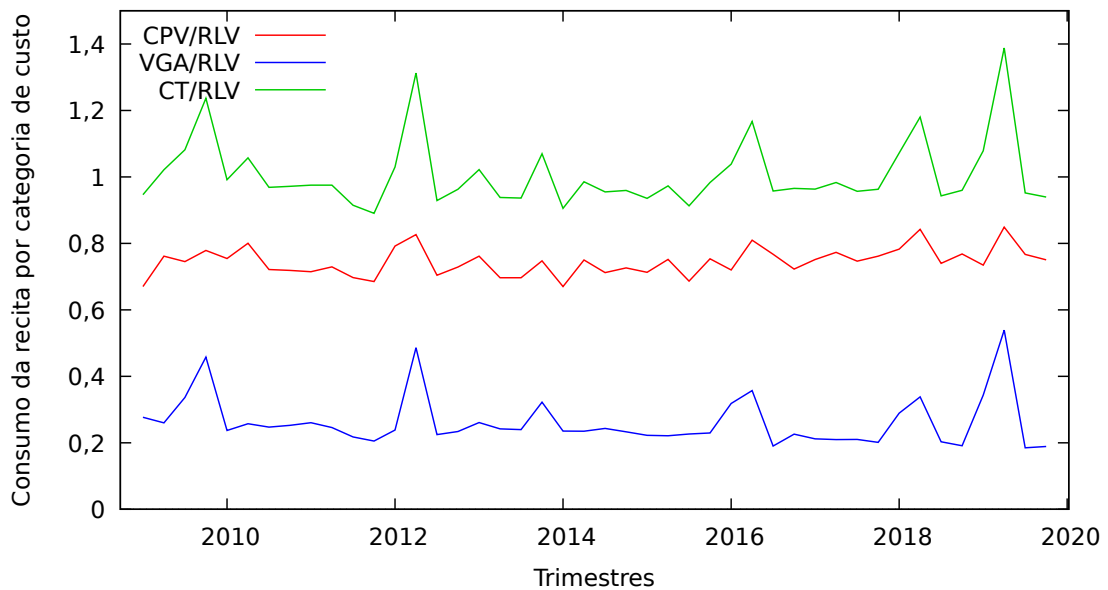
A variável  $AT_{i,t}/RLV_{i,t}$ , onde  $AT$  representa o ativo total, é destacada no trabalho de Borgert, Elias e Reis (2018) e diversas outras pesquisas como uma das melhores *proxies* para se verificar a influência da intensidade de ativos no comportamento assimétrico dos custos, utilizando como base os valores dos coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  e do erro aleatório  $\varepsilon_{i,t}$ .

A partir disso, explorando os aspectos normativos da economia, a análise microeconômica se estende à interpretação dos achados dos testes realizados e verificação dos pressupostos da teoria microeconômica envolvidos no cenário dos custos assimétricos encontrado.

#### 4 RESULTADOS

Para a exposição e análise dos parâmetros dos modelos, verifica-se preliminarmente o consumo da receita por cada categoria de custo. Nesse intuito, o gráfico abaixo exhibe a evolução anual da média  $C/RLV$  para o conjunto de empresas. As estatísticas desses dados estão dispostas no Apêndice A.

Figura 1 – Médias trimestrais do consumo da receita por categoria de custo



Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Observa-se uma tendência constante nas métricas *CPV/RLV* e *VGA/RLV*, com maior variabilidade na relação *CT/RLV* durante o período analisado. Além disso, ao se analisar a média geral do período (Apêndice A), encontra-se um valor aproximado de 0,745 para a métrica *CPV/RLV*, 0,263 para a *VGA/RLV* e 1,008 para a *CT/RLV*. Logo, para as empresas do setor de consumo não cíclico da B3, cerca de 74,5% da receita líquida é comprometida pelo *CPV* e 26,3% pelas despesas com vendas, gerais e administrativas. O desvio padrão médio demonstra a robustez desse resultado, com valor igual a 0,03 para o *CPV*, 0,05 para a *VGA* e 0,08 para o *CT*. Vale destacar que o consumo médio da receita pela *VGA* encontrado nesta pesquisa é semelhante ao encontrado por Anderson, Banker e Janakiraman (2003) (26,4%).

Conjuntamente com o gráfico acima, essas estatísticas evidenciam que nas empresas estudadas a receita líquida de vendas é destinada basicamente para cobrir os gastos operacionais. Contudo, é coerente pontuar que os gestores podem obter melhores previsibilidades da demanda, uma vez que se observa uma estabilidade no consumo da receita pelo *CPV* e *VGA*. Dessa forma, como demonstrando por Weiss (2010), a assimetria dos custos é reduzida e as estimativas de ganhos pelos analistas podem apresentar menores margens de erros, pois os gestores podem tomar a decisão de cortar recursos de forma mais rápida e eficiente. Além disso, dado o valor acima de

1 na métrica  $CT/RLV$ , Richartz e Borgert (2021) aponta que esse resultado sugere que tais empresas detêm outras fontes de receitas, pois não seria viável operar com margem negativa.

Por conseguinte, para a identificação da existência de assimetria dos custos nas empresas do setor, analisa-se preliminarmente as estatísticas descritivas das variáveis dos modelos, apresentadas na Tabela 1 abaixo.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Mediana	D.P.	Mín	Máx
$\Delta \log RLV$	0,003	0,009	0,091	-0,294	0,300
$\Delta \log RLV_{t-1}$	0,003	0,009	0,087	-0,294	0,289
$D_t \Delta \log RLV$	-0,031	0,000	0,057	-0,294	0,000
$D_{t-1} \Delta \log RLV_{t-1}$	-0,030	0,000	0,055	-0,294	0,000
$\log(AT/RLV)$	0,871	0,801	0,424	-0,433	4,330
$\Delta \log CPV$	0,006	0,009	0,195	-1,670	1,430
$\Delta \log VGA$	0,004	0,007	0,114	-0,787	0,597
$\Delta \log CT$	0,007	0,009	0,148	-0,877	0,812

Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Todos os modelos não apresentaram indícios de autocorrelação e os pressupostos de normalidade e homocedasticidade não foram atendidos. Porém, Gujarati e Porter (2011) observam que para um grande número de observações pode-se relaxar a hipótese de normalidade e, a existência de heterocedasticidade não afeta na linearidade e tendenciosidade dos estimadores. Com isso, os parâmetros encontrados nos testes para o Modelo 1 são exibidos na Tabela 2. Os resultados completos da regressão do modelo podem ser encontrados no Apêndice B.

Tabela 2 – Parâmetros do Modelo 1

$$\Delta \log C_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \log RLV_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} \Delta \log RLV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Coeficientes	Var. independente	CPV	VGA	CT
$\alpha$		0,008*	-0,006	0,005
$\beta_1$	$\Delta \log RLV_{i,t}$	0,793***	0,536***	0,732***
$\beta_2$	$D_{i,t} \Delta \log RLV_{i,t}$	0,141	-0,251**	0,060
$F$		25,52	6,28	32,64
$R^2$		0,45	0,17	0,51
$N. Obs.$		772	772	772

\* indica significância  $p < 0,1$

\*\* indica significância  $p < 0,05$

\*\*\* indica significância  $p < 0,01$ .

Fonte: Dados da Pesquisa (2021)

A partir da tabela acima, percebe-se que a categoria de custo que apresentou assimetria, com os estimadores significativos, foi a *VGA*, comprovando a Hipótese 1 para essa categoria. Esse resultado é de grande relevância, pois comprova a teoria dos *Sticky Costs* para as empresas do setor de consumo não cíclico da B3 e, além disso, os coeficientes estimados são semelhantes aos encontrados por Anderson, Banker e Janakiraman (2003). Assim, quando há um aumento de 1% na receita líquida de vendas, o coeficiente  $\beta_1$  mostra que as despesas com vendas, gerais e administrativas (*VGA*) aumentam cerca de 0,54% (em Anderson, Banker e Janakiraman (2003) foi de 0,55%). Por outro lado, quando ocorre uma redução de 1% na receita líquida, o parâmetro  $\beta_1 + \beta_2$  revela que a *VGA* reduz somente 0,29% (Anderson, Banker e Janakiraman (2003) encontraram 0,35%). Os resultados com os demais custos são inconclusivos, mas pode-se notar um indicativo de economias de escala para as empresas, pois  $\beta_1$  esteve abaixo de 1 em todas as categorias de custos. Assim, a implementação de variáveis adicionais, candidatas a fatores explicativos da assimetria dos custos, possivelmente tornará os estimadores significativos.

Desse modo, para verificar se ocorre reversão nas variações assimétricas dos custos, analisa-se os resultados da regressão para o Modelo 2, sintetizados na Tabela 3. A análise desse fator se torna importante para o contexto das empresas estudadas e, também, corrobora as inferências obtidas pela análise gráfica do consumo médio da receita pelos custos.

Tabela 3 – Parâmetros do Modelo 2

$$\Delta \log C_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \log RLV_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} \Delta \log RLV_{i,t} + \beta_3 \Delta \log RLV_{i,t-1} + \beta_4 D_{i,t-1} \Delta \log RLV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Coeficientes	Var. independente	CPV	VGA	CT
$\alpha$		-0,004	-0,000	-0,003
$\beta_1$	$\Delta \log RLV_{i,t}$	0,813***	0,455***	0,725***
$\beta_2$	$D_{i,t} \Delta \log RLV_{i,t}$	0,088	-0,021	0,076
$\beta_3$	$\Delta \log RLV_{i,t-1}$	0,073	-0,006	0,051
$\beta_4$	$D_{i,t-1} \Delta \log RLV_{i,t-1}$	-0,283	-0,034	-0,226
$F$		26,71	6,08	34,77
$R^2$		0,50	0,17	0,56
$N. Obs.$		710	710	710

\* indica significância  $p < 0,1$

\*\* indica significância  $p < 0,05$

\*\*\* indica significância  $p < 0,01$ .

Fonte: Dados da Pesquisa (2021)

As reversões das variações assimétricas não foram evidenciadas para as empresas desta pesquisa, pois o  $\beta_4$  encontrado é menor que 0 para todos os custos e, dessa forma, rejeita-se a Hipótese 2. Uma vez rejeitada esta hipótese, infere-se que as empresas do setor de consumo não cíclico se desfazem de recursos comprometidos de maneira mais rápida. Ou seja, pode haver uma eficiência nos ajustes de recursos pelos gestores em resposta ao comportamento da demanda.

Dessa forma, a tomada de decisão de corte de recursos e sua efetiva materialização são realizadas de maneira tempestiva, de tal forma que o modelo não captou efeitos significativos nos coeficientes que validassem a hipótese de reversão. Conseqüentemente, isso fortalece o argumento de melhor previsibilidade da demanda futura nessas empresas e, além disso, também corrobora o indicativo de economias de escala.

Complementando esse resultado, a Tabela 4 mostra os parâmetros do teste para a Hipótese 3. Observa-se que a intensidade de ativos contribui fortemente para a ocorrência de assimetria nos custos no sentido *anti-sticky costs*. Logo, esse resultado evidencia que a estrutura de custos das empresas do setor de consumo não cíclico da B3 apresenta menor rigidez com maior intensidade ativos. Ou seja, o argumento

de Anderson, Banker e Janakiraman (2003) de que há maior rigidez dos custos na medida em que estes dependem mais de ativos de propriedade e de empregados, é reinterpretado para o contexto de menor assimetria (*anti-sticky costs*).

Tabela 4 – Parâmetros do Modelo 3

$$\Delta \log C_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \log RLV_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} \Delta \log RLV_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \log RLV_{i,t} \cdot \log(AT_{i,t}/RLV_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Coeficientes	Var. independente	CPV	VGA	CT
$\alpha$		0,009*	-0,004	-0,006*
$\beta_1$	$\Delta \log RLV_{i,t}$	0,788***	0,523***	0,725***
$\beta_2$	$D_{i,t} \Delta \log RLV_{i,t}$	0,049**	0,816***	0,616***
$\beta_3$	$D_{i,t} \log RLV_{i,t} \log(AT_{i,t}/RLV_{i,t})$	-0,315**	-0,954***	-0,498***
$F$		24,79	8,00	32,82
$R^2$		0,45	0,19	0,52
$N. Obs.$		772	772	772

\* indica significância  $p < 0,1$

\*\* indica significância  $p < 0,05$

\*\*\* indica significância  $p < 0,01$ .

Fonte: Dados da Pesquisa (2021)

Dessa forma, dado que H2 não foi atendida e os parâmetros do Modelo 3 foram significativos, comprovando a existência de assimetria nos custos no sentido *anti-sticky costs* para todas as empresas, evidencia-se que os gestores dessas empresas detêm maior flexibilidade nos processos de firmação de contratos e os ajustes de recursos são otimizados. Uma implicação dessa otimização é que, nos momentos de declínio nas vendas a decisão de se desfazer de ativos adquiridos nos aumentos da demanda acaba por gerar menores custos de ajustes para essas empresas, facilitando a gestão no curto e longo prazo e operando em proximidade ao ponto de maximização dos lucros.

Portanto, inserindo a intensidade de ativos como fator explicativo da assimetria dos custos, o *CPV* aumenta aproximadamente 0,79% com aumento de 1% na receita líquida de vendas e reduz cerca de 0,84% com redução de 1% na *RLV*. Já a *VGA*, ao considerar a intensidade de ativos, revelou comportamento contrário aos resultados sem esse fator, apresentando um aumento de 0,52% com aumento de 1% na *RLV* e redução de 1,34% para as reduções de 1% na receita. Para o custos total,

também se observa uma assimetria no sentido *anti-sticky costs*, com aumento de 0,72% para elevação de 1% na *RLV* e, para as reduções apresentou um percentual de 1,34%. Portanto, nota-se a representatividade da assimetria para a categoria de custo *VGA*, com percentual de redução igual ao do custo total. Além disso, quando há reduções na receita, a intensidade de ativos provoca uma mudança de 0,32%, 0,94% e 0,50% para o *CPV*, *VGA* e *CT*, respectivamente.

## 5 CONCLUSÃO

A pesquisa analisou o comportamento dos custos das empresas do setor de consumo não cíclico listadas na B3, adotando uma abordagem com tangenciamento aos aspectos da teoria microeconômica e assimetria dos custos. Para tanto, foi realizado testes para três hipóteses inicialmente formuladas por Anderson, Banker e Janakiraman (2003). Os resultados permitem concluir que ocorre uma eficiência nos processo de minimização dos custos operacionais, havendo maiores reduções de custos com redução no nível de atividade do que aumentos com elevação do nível de atividade.

O teste da hipótese de assimetria sem considerar fatores explicativos revelou estimadores significativos somente para as despesas com vendas, gerais e administrativas, apresentado um aumento de 0,54% para acréscimos de 1% na receita líquida e, nas reduções, 0,29%. Porém, ao se analisar o cenário da assimetria considerando a intensidade de ativos, percebe-se a existência de *anti-sticky costs* para todas as categorias de custos.

No âmbito dos ajustes de recursos, não foi identificado a existência de reversão das variações assimétricas em períodos subsequentes, corroborando o argumento de que as empresas do setor de consumo não cíclico da B3 se desfazem de recursos comprometidos de maneira mais rápida. Com isso, foi identificado a existência de economias de escala e uma eficiência nos ajustes de recursos pelos gestores em resposta ao comportamento da demanda.

A análise da influência da intensidade de ativos evidenciou que os gestores das empresas do setor detém maior flexibilidade nos processos de firmação de contratos e que, uma implicação da otimização dos ajustes de recursos se dá nos momentos de declínio nas vendas, onde a decisão de se desfazer de ativos adquiridos nos aumentos da demanda acaba por gerar menores custos de ajustes para as



empresas de consumo não cíclico, facilitando a gestão no curto e longo prazo e operando em proximidade ao ponto de maximização dos lucros.

Portanto, a pesquisa fornece importantes direcionamentos à literatura dos custos assimétricos e corrobora os estudos existentes em âmbito nacional. Porém, a pesquisa limita-se às empresas do setor de consumo não cíclico da B3, não sendo possível a generalização de seus resultados a empresas de outros setores. Além disso, outras hipóteses largamente evidenciadas como explicativas aos custos assimétricos dos custos não foram testadas, como o otimismo e pessimismo dos gestores. No entanto, as hipóteses adotadas forneceram um importante panorama da assimetria dos custos. Dessa forma, sugere-se para pesquisas futuras a investigação de outros fatores explicativos ao comportamento assimétrico dos custos para essas empresas. Além disso, análises em outros setores com aspectos semelhantes é importante para a identificação dos diferentes cenários onde os *sticky* ou *anti-sticky* podem surgir.

## REFERÊNCIAS

- ANDERSON, M. C.; BANKER, R. D.; JANAKIRAMAN, S. N. Are selling, general, and administrative costs “sticky”? **Journal of accounting research**, Wiley Online Library, v. 41, n. 1, p. 47–63, 2003.
- AZEEZ, K. A.; HAN, D.; MAHMOOD, M. A. The impact of managerial expectations on asymmetric cost behavior: A moderator role of capacity utilization. **Social Science and Humanity**, p. 166, 2017.
- BANKER, R. D.; BYZALOV, D. Asymmetric cost behavior. **Journal of Management Accounting Research**, American Accounting Association, v. 26, n. 2, p. 43–79, 2014.
- BANKER, R. D.; BYZALOV, D.; CHEN, L. T. Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior. **Journal of Accounting and Economics**, Elsevier, v. 55, n. 1, p. 111–127, 2013.
- BANKER, R. D.; BYZALOV, D.; PLEHN-DUJOWICH, J. M. Demand uncertainty and cost behavior. **The Accounting Review**, American Accounting Association, v. 89, n. 3, p. 839–865, 2014.
- BENSTON, G. J. Multiple regression analysis of cost behavior. **The Accounting Review**, JSTOR, v. 41, n. 4, p. 657–672, 1966.
- BORGERT, A.; ELIAS, T. M.; REIS, L. S. Análise de métricas para a intensidade de ativos no comportamento assimétrico dos custos. **Revista Universo Contábil**, v. 14, n. 4, p. 50–67, 2018.
- CALLEJA, K.; STELIAROS, M.; THOMAS, D. C. A note on cost stickiness: Some international comparisons. **Management Accounting Research**, Elsevier, v. 17, n. 2, p. 127–140, 2006.
- CHEN, J. V.; KAMA, I.; LEHAVY, R. A contextual analysis of the impact of managerial expectations on asymmetric cost behavior. **Review of Accounting Studies**, Springer, v. 24, n. 2, p. 665–693, 2019.
- CHEUNG, J. H.; HUR, K. S.; PARK, S. J. Are capitalized r&d and expensed r&d costs “sticky”? korean evidence. **Investment Management and Financial Innovations**, LLC CPC Business Perspectives, v. 16, n. 2, p. 89–100, 2019.
- CHOI, S.; HWANG, I.; PARK, J.-H. Managerial ability and asymmetric sg&a cost behavior. In: AAA. [S.l.], 2019.
- ELIAS, T. M. et al. Comportamento dos custos e a imobilização em empresas privatizadas. In: **Anais do Congresso Brasileiro de Custos-ABC**. [S.l.: s.n.], 2018.
- FERREIRA, L. R. C.; COSTA, P. de S.; ÁVILA, J. R. d. M. S. Efeito de informações precedentes no comportamento assimétrico dos custos. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 13, n. 28, p. 03–18, 2016.

FOURATI, Y. M.; GHORBEL, R. C.; JARBOUI, A. Sticky cost behavior and its implication on accounting conservatism: a cross-country study. **Journal of Financial Reporting and Accounting**, Emerald Publishing Limited, 2020.

GARRISON, R. H.; NOREEN, E. W.; BREWER, P. C. **Contabilidade gerencial**. [S.l.]: AMGH Editora, 2013.

GOLDEN, J.; MASHRUWALA, R.; PEVZNER, M. Labor adjustment costs and asymmetric cost behavior: An extension. **Management Accounting Research**, Elsevier, v. 46, p. 100647, 2020.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. São Paulo: Amgh Editora, 2011.

HAN, S.; REZAEI, Z.; TUO, L. Is cost stickiness associated with management earnings forecasts? **Asian Review of Accounting**, Emerald Publishing Limited, 2019.

HARTLIEB, S.; LOY, T. R.; EIERLE, B. Does community social capital affect asymmetric cost behaviour? **Management Accounting Research**, Elsevier, v. 46, p. 100640, 2020.

HORNGREN, C. T.; FOSTER, G.; DATAR, S. A managerial emphasis. **Upper Saddle River, New Jersey: Pren**, 2001.

KAJIWARA, T.; YASUKATA, K. **Are “Sticky Costs” the Result of Deliberate Decision of Managers**. [S.l.], 2011.

KAMA, I.; WEISS, D. **Do managers’ deliberate decisions induce sticky costs?** [S.l.]: Tel Aviv University, Faculty of Management, The Leon Recanati Graduate School of Business Administration., 2010.

KAMA, I.; WEISS, D. Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs? **Journal of Accounting Research**, Wiley Online Library, v. 51, n. 1, p. 201–224, 2013.

KREMER, A. W. et al. Análise de fatores explicativos para o comportamento assimétrico dos custos em ambiente regulado. 2015.

LEONE, G. S.; LEONE, R. J. **Contabilidade de custos**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

LI, Z. et al. Managerial risk appetite and asymmetry cost behavior: evidence from china. **Accounting & Finance**, Wiley Online Library, v. 60, n. 5, p. 4651–4692, 2020.

MAJOR, M. J. O positivismo e a pesquisa ‘alternativa’ em contabilidade. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 28, n. 74, p. 173–178, 2017.

MAS-COLELL, A. et al. **Microeconomic theory**. New York: Oxford university press, 1995.

MEDEIROS, O. R. d.; COSTA, P. d. S.; SILVA, C. A. T. Testes empíricos sobre o comportamento assimétrico dos custos nas empresas brasileiras. **Revista Contabilidade & Finanças**, SciELO Brasil, v. 16, p. 47–56, 2005.

ÖZKAYA, H. Sticky cost behavior: evidence from small and medium sized enterprises in turkey. **Eurasian Business Review**, Springer, v. 11, n. 2, p. 349–369, 2021.

PRODANOV, C. C.; FREITAS, E. C. D. **Metodologia do trabalho científico**: métodos e técnicas da pesquisa e do trabalho acadêmico. 2. ed. Novo Hamburgo: Editora Feevale, 2013.

REIS, L.; BORGERT, A. Análise das pesquisas em comportamento dos custos. **Revista de Custos e Agronegócio online**, v. 14, n. 1, p. 184–210, 2018.

RICHARTZ, F.; BORGERT, A. Fatores explicativos para o comportamento assimétrico dos custos das empresas listadas na b3. **Revista Universo Contábil**, v. 16, n. 3, 2021.

RUSSO, C. P. **Sticky costs: uma análise crítica da teoria e metodologia utilizada em trabalhos publicados sobre o comportamento de custos**. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, 2017.

SUBRAMANIAM, C.; WATSON, M. W. Additional evidence on the sticky behavior of costs. In: **Advances in Management Accounting**. [S.l.]: Emerald Group Publishing Limited, 2016.

WEISS, D. Cost behavior and analysts' earnings forecasts. **The Accounting Review**, v. 85, n. 4, p. 1441–1471, 2010.

ZHANG, J. et al. Why is asset-light strategy necessary? an empirical analysis through the lens of cost stickiness. **Tourism Management Perspectives**, Elsevier, v. 32, p. 100571, 2019.

ZONATTO, V. C. d. S. et al. Effects of economic growth in the behavior of sticky costs of companies belonging to brics countries. **Contaduría y administración**, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, v. 63, n. 4, p. 0–0, 2018.



APÊNDICE A – MÉDIAS TRIMESTRAIS C/RLV

ANO	TRIMESTRE	MÉDIA CPV/RLV	MÉDIA VGA/RLV	MÉDIA CT/RLV	NUM. EMPRESAS
2009	1	0,670	0,277	0,947	15
	2	0,762	0,260	1,022	15
	3	0,745	0,336	1,081	15
	4	0,779	0,458	1,236	14
2010	1	0,755	0,237	0,991	17
	2	0,800	0,257	1,057	17
	3	0,722	0,247	0,969	17
	4	0,719	0,253	0,971	17
2011	1	0,715	0,260	0,975	18
	2	0,729	0,246	0,975	17
	3	0,697	0,217	0,914	18
	4	0,685	0,205	0,890	18
2012	1	0,792	0,238	1,030	18
	2	0,826	0,486	1,312	19
	3	0,704	0,225	0,929	18
	4	0,729	0,234	0,963	18
2013	1	0,761	0,261	1,022	18
	2	0,696	0,242	0,938	19
	3	0,697	0,240	0,936	19
	4	0,747	0,322	1,070	19
2014	1	0,670	0,235	0,906	21
	2	0,750	0,235	0,985	21
	3	0,712	0,243	0,955	21
	4	0,726	0,233	0,959	21
2015	1	0,713	0,223	0,935	21
	2	0,752	0,221	0,973	21
	3	0,686	0,227	0,913	21
	4	0,754	0,230	0,983	21
2016	1	0,720	0,318	1,038	21
	2	0,809	0,357	1,167	22
	3	0,767	0,190	0,957	21
	4	0,723	0,226	0,966	20
2017	1	0,751	0,212	0,963	22
	2	0,773	0,210	0,983	22
	3	0,746	0,210	0,957	22
	4	0,761	0,201	0,963	20
2018	1	0,783	0,289	1,072	22
	2	0,842	0,338	1,180	22
	3	0,740	0,203	0,943	22
	4	0,768	0,191	0,959	21
2019	1	0,735	0,344	1,078	22
	2	0,849	0,539	1,388	22
	3	0,767	0,185	0,952	21
	4	0,750	0,189	0,939	21
<b>MÉDIA</b>		<b>0,745</b>	<b>0,263</b>	<b>1,008</b>	<b>19</b>
<b>DESV. PADRÃO MÉDIO</b>		<b>0,032</b>	<b>0,054</b>	<b>0,076</b>	
<b>MEDIANA</b>		<b>0,747</b>	<b>0,236</b>	<b>0,970</b>	

## APÊNDICE B – REGRESSÃO DO MODELO 1 PARA O CPV

$$\log\left(\frac{CPV_{i,t}}{CPV_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$$

Modelo 1: Efeitos-fixos, usando 772 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 43  
 Variável dependente: dLog\_CPV

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	0,00857764	0,00499918	1,716	0,0866
dLog_RLV	0,792615	0,0711047	11,15	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,140603	0,119337	1,178	0,2391
$R^2$ LSDV	0,450525	Dentro $R^2$	0,446991	
$F(24, 747)$	25,51997	P-valor( $F$ )	7,04e-81	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(2, 747) = 301,896$

com p-valor =  $P(F(2, 747) > 301,896) = 8,13576e-97$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 747) = 0,510884$

com p-valor =  $P(F(22, 747) > 0,510884) = 0,97013$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 1,2228e+06$

com p-valor = 0

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 22) = 0,187921$

com p-valor =  $P(F(1, 22) > 0,187921) = 0,668874$

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 508,994$

com p-valor =  $2,97456e-111$

## APÊNDICE C – REGRESSÃO DO MODELO 1 PARA A VGA

$$\log\left(\frac{VGA_{i,t}}{VGA_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$$

Modelo 1: Efeitos-fixos, usando 772 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 43  
 Variável dependente: dLog\_VGA

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00662990	0,00510336	-1,299	0,1943
dLog_RLV	0,535895	0,0725865	7,383	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	-0,250611	0,121824	-2,057	0,0400
<i>R</i> <sup>2</sup> LSDV	0,167834	Dentro <i>R</i> <sup>2</sup>	0,149796	
<i>F</i> (24, 747)	6,277391	P-valor( <i>F</i> )	3,23e-18	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(2, 747) = 65,8062$

com p-valor =  $P(F(2, 747) > 65,8062) = 4,75286e-27$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 747) = 0,403799$

com p-valor =  $P(F(22, 747) > 0,403799) = 0,993593$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 22) = 2,22884$

com p-valor =  $P(F(1, 22) > 2,22884) = 0,149659$

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 662,099$

com p-valor =  $1,6867e-144$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 32284,7$

com p-valor = 0



## APÊNDICE D – REGRESSÃO DO MODELO 1 PARA O CT

$$\log\left(\frac{CT_{i,t}}{CT_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$$

Modelo 1: Efeitos-fixos, usando 772 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 43  
 Variável dependente: dLog\_CT

	Coeficiente	Erro Padrão	razão- <i>t</i>	p-valor
const	0,00544099	0,00390157	1,395	0,1636
dLog_RLV	0,732271	0,0554932	13,20	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,0596249	0,0931362	0,6402	0,5222
<i>R</i> <sup>2</sup> LSDV	0,511910	Dentro <i>R</i> <sup>2</sup>	0,507427	
<i>F</i> (24, 747)	32,64396	P-valor( <i>F</i> )	1,73e-99	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(2, 747) = 384,764$

com p-valor =  $P(F(2, 747) > 384,764) = 1,37282e-115$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 747) = 0,424133$

com p-valor =  $P(F(22, 747) > 0,424133) = 0,990999$

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 884,456$

com p-valor =  $8,76592e-193$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 413595$

com p-valor = 0

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 22) = 0,102529$

com p-valor =  $P(F(1, 22) > 0,102529) = 0,751837$

## APÊNDICE E – REGRESSÃO DO MODELO 2 PARA O CPV

$$\log\left(\frac{CPV_{i,t}}{CPV_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \beta_4 \cdot D_{i,t-1} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \varepsilon_{i,t}.$$

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 710 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 8, máximo 42  
 Variável dependente: dLog\_CPV

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00458722	0,00591615	-0,7754	0,4384
dLog_RLV	0,813234	0,0706349	11,51	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,0879833	0,116420	0,7557	0,4501
dLogRLV_1_2	0,0734956	0,0685786	1,072	0,2842
D_t_1_x_Log_RLV_t_1	-0,283315	0,113595	-2,494	0,0129
$R^2$ LSDV	0,504204	Dentro $R^2$	0,499996	
$F(26, 683)$	26,71472	P-valor( $F$ )	1,62e-86	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(4, 683) = 170,747$

com p-valor =  $P(F(4, 683) > 170,747) = 2,71833e-101$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 683) = 0,307476$

com p-valor =  $P(F(22, 683) > 0,307476) = 0,999162$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 21) = 6,26123$

com p-valor =  $P(F(1, 21) > 6,26123) = 0,0206777$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 344500$

com p-valor = 0

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 844,985$

com p-valor = 3,26542e-184

## APÊNDICE F – REGRESSÃO DO MODELO 2 PARA A VGA

$$\log\left(\frac{VGA_{i,t}}{VGA_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \beta_4 \cdot D_{i,t-1} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \varepsilon_{i,t}.$$

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 710 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 8, máximo 42  
 Variável dependente: dLog\_VGA

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	-0,000421860	0,00658741	-0,06404	0,9490
dLog_RLV	0,455376	0,0786493	5,790	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	-0,0208677	0,129629	-0,1610	0,8722
dLogRLV_1_2	-0,00576867	0,0763597	-0,07555	0,9398
D_t_1_x_Log_RLV_t_1	-0,0343672	0,126484	-0,2717	0,7859
$R^2$ LSDV	0,188050	Dentro $R^2$	0,172184	
$F(26, 683)$	6,084029	P-valor( $F$ )	1,92e-18	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(4, 683) = 35,5157$

com p-valor =  $P(F(4, 683) > 35,5157) = 5,63711e-27$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 683) = 0,228484$

com p-valor =  $P(F(22, 683) > 0,228484) = 0,999929$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 21) = 3,67336$

com p-valor =  $P(F(1, 21) > 3,67336) = 0,0689979$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 26085,4$

com p-valor = 0

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 571,929$

com p-valor = 6,41417e-125

## APÊNDICE G – REGRESSÃO DO MODELO 2 PARA O CT

$$\log\left(\frac{CT_{i,t}}{CT_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) \\ + \beta_3 \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \beta_4 \cdot D_{i,t-1} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}}\right) + \varepsilon_{i,t}.$$

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 710 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 8, máximo 42  
 Variável dependente: dLog\_CT

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00341567	0,00465090	-0,7344	0,4630
dLog_RLV	0,725140	0,0555286	13,06	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,0763423	0,0915218	0,8341	0,4045
dLogRLV_1_2	0,0508838	0,0539121	0,9438	0,3456
D_t_1_x_Log_RLV_t_1	-0,225928	0,0893015	-2,530	0,0116
$R^2$ LSDV	0,569667	Dentro $R^2$	0,561548	
$F(26, 683)$	34,77468	P-valor( $F$ )	6,9e-107	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(4, 683) = 218,688$

com p-valor =  $P(F(4, 683) > 218,688) = 1,00323e-120$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 683) = 0,089252$

com p-valor =  $P(F(22, 683) > 0,089252) = 1$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 21) = 4,15349$

com p-valor =  $P(F(1, 21) > 4,15349) = 0,0543417$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 108598$

com p-valor = 0

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 820,354$

com p-valor = 7,28544e-179

## APÊNDICE H – REGRESSÃO DO MODELO 3 PARA O CPV

$$\log\left(\frac{CPV_{i,t}}{CPV_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) \cdot \log\left(\frac{AT_{i,t}}{RLV_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t}.$$

Modelo 3: Efeitos-fixos, usando 772 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 43  
 Variável dependente: dLog\_CPV

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	0,00946996	0,00500541	1,892	0,0589
dLog_RLV	0,788397	0,0709680	11,11	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,493298	0,204916	2,407	0,0163
D_t_x_Log_AT_RLV_x_dLog_RLV	-0,315602	0,149238	-2,115	0,0348

$R^2$  LSDV 0,453799 Dentro  $R^2$  0,450287  
 $F(25, 746)$  24,79193 P-valor( $F$ ) 4,21e-81

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(3, 746) = 203,69$   
 com p-valor =  $P(F(3, 746) > 203,69) = 1,72586e-96$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum  
 Estatística de teste:  $F(22, 746) = 0,332432$   
 com p-valor =  $P(F(22, 746) > 0,332432) = 0,998468$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )  
 Estatística de teste:  $F(1, 22) = 0,153007$   
 com p-valor =  $P(F(1, 22) > 0,153007) = 0,69944$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro  
 Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 625374$   
 com p-valor = 0

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal  
 Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 532,646$   
 com p-valor = 2,17419e-116

## APÊNDICE I – REGRESSÃO DO MODELO 3 PARA A VGA

$$\log\left(\frac{VGA_{i,t}}{VGA_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_2 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{R_{i,t}}{R_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \cdot D_{i,t} \cdot \log\left(\frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}}\right) \cdot \log\left(\frac{AT_{i,t}}{RLV_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t}.$$

Modelo 3: Efeitos-fixos, usando 772 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 43  
 Variável dependente: dLog\_VGA

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00393078	0,00498915	-0,7879	0,4310
dLog_RLV	0,523136	0,0707374	7,395	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,816227	0,204250	3,996	0,0001
D_t_x_Log_AT_RLV_x_dLog_RLV	-0,954641	0,148753	-6,418	0,0000

$R^2$  LSDV 0,211373 Dentro  $R^2$  0,194279  
 $F(25, 746)$  7,997918 P-valor( $F$ ) 2,21e-25

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(3, 746) = 59,9594$

com p-valor =  $P(F(3, 746) > 59,9594) = 9,82462e-35$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 746) = 1,29743$

com p-valor =  $P(F(22, 746) > 1,29743) = 0,163294$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 22) = 2,55373$

com p-valor =  $P(F(1, 22) > 2,55373) = 0,124299$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 9739,72$

com p-valor = 0

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 566,993$

com p-valor = 7,56842e-124

## APÊNDICE J – REGRESSÃO DO MODELO 3 PARA O CT

Modelo 3: Efeitos-fixos, usando 772 observações  
 Incluídas 23 unidades de corte transversal  
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 43  
 Variável dependente: dLog\_CT

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
const	0,00684954	0,00387008	1,770	0,0772
dLog_RLV	0,725613	0,0548710	13,22	0,0000
D_t_x_dLog_RLV	0,616362	0,158436	3,890	0,0001
D_t_x_Log_AT_RLV_x_dLog_RLV	-0,498186	0,115388	-4,317	0,0000
$R^2$ LSDV	0,523809	Dentro $R^2$	0,519436	
$F(25, 746)$	32,82390	P-valor( $F$ )	1,3e-102	

Teste conjunto nos regressores designados –

Estatística de teste:  $F(3, 746) = 268,78$

com p-valor =  $P(F(3, 746) > 268,78) = 3,09302e-118$

Teste para diferenciar interceptos de grupos –

Hipótese nula: Os grupos têm um intercepto comum

Estatística de teste:  $F(22, 746) = 0,291889$

com p-valor =  $P(F(22, 746) > 0,291889) = 0,99945$

Teste de Wooldridge para autocorrelação com dados em painel –

Hipótese nula: não há autocorrelação de primeira ordem ( $\rho = -0.5$ )

Estatística de teste:  $F(1, 22) = 0,107502$

com p-valor =  $P(F(1, 22) > 0,107502) = 0,746106$

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade –

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica:  $\chi^2(23) = 121728$

com p-valor = 0

Teste da normalidade dos resíduos –

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\chi^2(2) = 933,42$

com p-valor = 2,04381e-203