

# O Efeito Propagação Impulso-Resposta de Variáveis Macroeconômicas e seus Impactos nas Informações Contábeis

Matheus Vieira da Cunha<sup>1</sup> , Romina Batista de Lucena de Souza<sup>2</sup> , Maria Ivanice Vendruscolo<sup>3</sup> , Vinicius Halmenschlager<sup>4</sup> 

<sup>1,2,3,4</sup> Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil.



<sup>1</sup>vieiradacunha.matheus@outlook.com

<sup>2</sup>rominabls@gmail.com

<sup>3</sup>maria.ivanice@ufrgs.br

<sup>4</sup>viniciush@ufrgs.br

Editado por:

Diane Rossi Maximiano Reina

## Resumo

**Objetivo:** Analisar como o efeito impulso-resposta de variáveis macroeconômicas impacta nos indicadores de solvência, de empresas reguladas e não reguladas de capital aberto listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3).

**Método:** Foi adotado o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com Correção de Erros (VEC) para quatro defasagens, com o uso da ordenação de Cholesky. O período de investigação foi entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro de 2020, com vetores contábeis (Endividamento Total, Cobertura de Juros e Fluxo de Caixa Operacional) e vetores macroeconômicos (Produto Interno Bruto, Taxa de Juros, Taxa de Inflação e Taxa de Câmbio). Os dados amostrais de 137 instituições brasileiras foram tratados por winsorização de 5%, agregados com base na média ponderada dos setores.

**Resultados:** Os segmentos regulados e não regulados apresentaram comportamento distinto, sendo instituições não reguladas mais impactadas pelo efeito impulso-resposta em comparação às reguladas, com tendência do efeito econômico de longo prazo, em ambos os segmentos. O modelo demonstrou que variáveis macroeconômicas impactam desde o primeiro trimestre após a observância do choque, sendo que o efeito da própria variável sobre o sistema analisado nem sempre responde de maneira significativa para explicar o efeito de longo prazo observado sobre os indicadores de solvência, sendo a taxa de câmbio (dólar) mais economicamente significativa para o comportamento do Endividamento.

**Contribuições:** A pesquisa contribui com a definição de um modelo para investigação dos ciclos econômicos em nível institucional e corrobora com a academia para a compreensão do efeito macroeconômico na informação contábil.

**Palavras-chave:** Função Impulso-Resposta; Endividamento; Teoria dos Ciclos Econômicos; Vetor Autoregressivo; Informação contábil.

## Como Citar:

Cunha, M. V. da, Souza, R. B. de L. de, Vendruscolo, M. I., & Halmenschlager, V. (2024). O Efeito Propagação Impulso-Resposta de Variáveis Macroeconômicas e seus Impactos nas Informações Contábeis. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 17(1), 125–140/141. <https://doi.org/10.14392/asaa.2024170106>

Submetido em: 07 de Fevereiro de 2023  
Revisões Requeridas em: 27 de Julho de 2023  
Aceito em: 21 de Dezembro de 2023

## Introdução

A Teoria do Ciclo Econômico compreende o processo econômico como um ambiente mutável que pode ocasionar turbulências para seus agentes, em especial às instituições com fins lucrativos (Pandini et al., 2018). Um ciclo econômico, a rigor, é composto de uma série de eventos únicos, fruto de eventos igualmente únicos e antecedentes (Mitchell, 1927). Como indivíduos, espera-se que empresas reajam de maneiras distintas aos fenômenos econômicos, e prontamente ou não a alterações circunstanciais do macroambiente (Ross, 2016; Saltzman, 1967). Considerando grupos de indivíduos que compartilham características globais e intrínsecas às suas qualidades ambientais, a exemplo de empresas reguladas e não reguladas, estudar o conjunto setorial ou o segmento permite compreender o impacto dos fenômenos macroeconômicos em nível de informação contábil (Burns & Mitchell, 1946; Mitchell, 1927; Pandini et al., 2018).

Tal teoria não considera apenas mudanças provenientes de um único fator macroeconômico, pois, conforme esclarecem Lima (2005) e Pandini et al. (2018), as variáveis macroeconômicas tendem a impactar entre si, ocasionando choques sistemáticos nos indivíduos, podendo em casos mais graves impactar na estrutura de empresas ao ponto de gerar falências. Lima (2005) também destaca que, para os teóricos do ciclo econômico, mais importante do que compreender o choque inicial (impulso) é avaliar a sua propagação (resposta), sua persistência e acúmulo deste ao longo do tempo.

Do ponto de vista macroeconômico, o efeito impulso-resposta não pode ser analisado de uma perspectiva puramente unidirecional, como proposto por Sekunda et al. (2020), na qual o ambiente responde aos desígnios dos indivíduos. Pois, na ocorrência de condições de desequilíbrio, não há o retorno para um patamar inicial das condições econômicas individuais, mas, sim, a busca de uma nova condição de equilíbrio totalmente díspar à original e adaptada à nova realidade (Burns & Mitchell, 1946).

Estudos corroboram que a estrutura Macro apresenta maior impacto sobre condições Micro, ao ponto da interferência de um choque econômico não se dissipar, ao criar uma condição de existência totalmente nova, oriunda do efeito de propagação (Lima, 2005; Mitchel, 1927; Pandini et al., 2018; Schumpeter, 1939). Assim, questiona-se: Como o efeito impulso-resposta de variáveis macroeconômicas impacta nos indicadores de solvência de empresas reguladas e não reguladas do mercado brasileiro? Nesse sentido, o objetivo é analisar o efeito impulso-resposta de variáveis macroeconômicas e seu impacto nos indicadores de solvência, de empresas reguladas e não reguladas de capital aberto listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3).

A análise de indicadores econômico-financeiros permite investigar as condições patrimoniais, financeiras e econômicas de diferentes instituições sobre diferentes condições econômicas (Brito & Assaf Neto, 2008). Esse estudo não visa analisar o processo de tomada de decisão, mas sim compreender o impacto de condições econômicas sobre indicadores-chaves para o estado de solvência no curto e no longo prazo, pois, eventos de "default" não ocorrem subitamente (Brito & Assaf Neto, 2008; Stüpp, 2015), sendo circunstâncias paulatinas oriundas do acúmulo de impactos econômicos que, conseqüentemente, degradam as condições creditícias.

## 2 Referencial Teórico

Os ciclos econômicos são estruturas macroeconômicas regulares provenientes das condições de mercado que representam movimentos de expansão e de retração da produção agregada (Long & Plosser, 1983), observados por dois grupos distintos de estudos: i) processo derivado de circunstâncias exógenas e sem periodicidade definida ou que pelo menos não dependem de movimentos oscilatórios do mercado; ii) processo essencialmente oscilatório e a interpretação geral seria um processo de vida e morte de um estado econômico (Lima, 2005; Long & Plosser, 1983).

Uma terceira linha visa interpretar os processos econômicos de uma perspectiva puramente empírica, adotando indicadores de controle das condições de mercado por meio do Sistema de Indicadores Antecedentes (SIA) (Burns & Mitchell, 1946; Lima, 2005). Burns e Mitchell (1946) consideram que indicadores econômicos associados à produção agregada se alteram com as condições econômicas reais, sendo um termômetro da fase do ciclo econômico, dividido entre expansão, recessão, contração e recuperação (Schumpeter, 1939).

A teoria econômica clássica não levava em consideração as ocorrências de depressões e seus efeitos, pois, a Economia apresenta uma adaptação a circunstâncias favoráveis, como baixos índices de desemprego, nas quais oscilações de preços não interferem na demanda (Lima, 2005). Por outro lado, Mitchell (1927) frisa que cada ciclo econômico é independente entre seus predecessores e sucessores. Sendo assim, todo ciclo é um conjunto de eventos único com causa única.

A presente pesquisa segue essa abordagem. Conhecida como modelo de propagação, essa linha identifica cada ciclo como decorrente de um choque econômico derivado de causas exógenas, no qual a absorção do choque é essencial para explicar a nova tendência.

Carvalho (1988) salienta que a regularidade dos ciclos econômicos pode ser explicada por esse tipo de abordagem, contudo, a periodicidade não está vinculada a esse processo de propagação. Dessa forma, tanto Carvalho (1988) quanto Lima (2005) concordam que o modelo de propagação necessita de uma condição adicional para explicar a origem do choque, pois, cenários economicamente adversos são derivados tanto de eventos endógenos quanto por eventos exógenos.

Em concomitância à teoria dos ciclos econômicos, para justificar a adoção de variáveis contábeis agregadas por regulação de mercado, adotou-se a teoria de evidencição que designa dois tipos de informação, a voluntária e a não voluntária, sendo ambas descritivas para instituições com particularidades de divulgação das suas informações. As instituições reguladas devem divulgar informações críticas referente a seus negócios por medidas regulamentares, enquanto as não reguladas possuem menos obrigação desta divulgação (Bertomeu & Magee, 2015; Cianciaruso & Sridhar, 2018; Diamond & Verrecchia, 1991; Donto, 1989).

Medeiros et al. (2011) investigaram o impacto de variáveis macroeconômicas sobre as principais contas patrimoniais e de resultado da Petrobras S.A. entre 1990 e 2006. Os autores adotaram a Taxa de Juros do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic), o Risco País, a Taxa de Câmbio (US\$ Dólar), o Produto Interno Bruto (PIB) e o Preço Internacional do Petróleo como variáveis exógenas ao sistema, além do Índice de Preços ao Produtor dos Estados Unidos (PPI) e o Índice de Preços por Atacado do Brasil - Disponibilidade Interna (IPA-DI), como variáveis de controle. A pesquisa identificou a necessidade do uso de Modelos de Vetores com Correção de Erro (VEC) devido à exposição de variáveis, tanto em nível como em primeira diferença, quando testadas suas cointegrações.

Konchitchki e Patatoukas (2014) investigaram a correlação entre os ganhos contábeis empresariais e a economia em escala macro. Os autores constataram que o aumento dos lucros contábeis agregados antecipa a situação econômica dos EUA, especialmente para previsões de um trimestre à frente. Adicionalmente, os analistas não absorvem plenamente a informação dos ganhos contábeis ao prognosticar o crescimento do PIB, resultando em projeções incorretas. Isso enfatiza a relevância subestimada dos lucros contábeis na previsão macroeconômica. O estudo adotou a média ponderada transversal dos trimestres investigados (semelhante a presente pesquisa).

Pandini et al. (2018) investigaram o impacto de variáveis macroeconômicas em 103 empresas (64, consumo cíclico e 39, não cíclico) listadas na BM&FBovespa (atual B3) entre 2008 e 2015, com a premissa que o setor de consumo cíclico sofre maior impacto de cenários economicamente adversos, ainda que ambos os setores estejam sujeitos às condições ambientais da economia brasileira.

Sekunda et al. (2020) investigaram o impacto de indicadores financeiros agregados sobre variáveis macroeconômicas agregadas com o objetivo de identificar se indicadores financeiros de desempenho proporcionam aos usuários da informação antecipações dos eventos econômicos. Para tal, os pesquisadores adotaram um modelo de impulso-resposta, partindo da metodologia do Vetor Autorregressivo (VAR) - em nível e primeira diferença - para simular choques exógenos, utilizando por variáveis agregadas contábeis o fluxo de caixa operacional, o lucro líquido, o Earnings Before Interest and Taxes (EBIT) e o patrimônio líquido e por macroeconômicas, PIB, taxa de juros (Selic) e desemprego, sendo os dados obtidos por meio do Sidra-IBGE (desemprego) e Ipea-Data. A metodologia adotada para a composição das variáveis agregadas considerou a média por variável de todas as empresas listadas na B3. Os autores identificaram efeitos estatisticamente pouco significativos, conforme a composição unidirecional de Granger-Causa adotada. O impacto da decomposição da variância também foi pouco significativo e nenhuma variável destacou-se no modelo de Impulso-Resposta adotado.

Abdalla e Carabias (2022) propuseram um modelo de projeção da expectativa do PIB com base nos chamados "Special Items" – receitas e despesas extraordinárias. Os autores compararam os resultados do modelo com os obtidos por profissionais do mercado ao projetar o PIB futuro com base no lucro líquido. O modelo adotado foi o VAR com  $(q+1)$  e  $(q+2)$  de defasagem, sendo aplicado em nível. Os autores identificaram que os profissionais responsáveis pela projeção do PIB futuro, adotando modelos com o lucro líquido como vetor independente, são precisos, contudo, os modelos que consideram os "special items" após os lucros divulgados demonstraram maior ajuste ao comportamento real do PIB.

Nasab et al., (2022) propuseram um modelo teórico para agregação de informações contábeis em nível macroeconômico para explorarem como o lucro líquido dispersado ao longo da competência fiscal de empresas iranianas impacta sobre o desempenho econômico (PIB e crescimento de empregos) entre 2008 e 2018 por meio do modelo VAR univariado. Diferentemente da presente pesquisa, que adotou um modelo multivariado, Nasab et al. (2022) projetaram o efeito de variáveis contábeis sobre o processo macroeconômico, abordagem semelhante à de Sekunda et al. (2020). Os autores identificaram que o modelo é mais significativo com o uso dos lucros, quando a projeção é feita sobre o PIB Real, ainda que o PIB Nominal tenha apresentado bons resultados e que a projeção é mais significativa quanto mais próximo ao evento de divulgação do PIB Real e Nominal.

### 3 Procedimento Metodológico

Ao utilizar técnicas de modelagem matemática para investigar o fenômeno, a pesquisa é quantitativa quanto

ao problema (Gil, 2019). Ao investigar uma relação não explorada entre variáveis financeiras e macroeconômicas concomitante às previsões teóricas, especialmente no âmbito nacional, é exploratória quanto aos objetivos (Gil, 2019; Raupp & Beuren, 2006). Quanto ao procedimento técnico é documental (Gil, 2019), ao utilizar informações públicas oriundas dos demonstrativos contábeis.

A população é de 343 companhias abertas listadas na B3 (413 excluídas 70 instituições financeiras - agosto de 2020). Nesta, a amostra foi selecionada pelos critérios: i) contemplar empresas listadas entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2020; ii) excluir empresas que entraram e/ou saíram de negociação nesse período, de modo a manter o escopo de dados homogêneo, pois não estamos analisando sob a perspectiva de sucesso ou fracasso (modelo Logit), dado que não é escopo avaliar a causa de entrada e saída de empresas da negociação em bolsa (se foi falência ou mudança de estratégia dos negócios). Após as validações, resultaram 137 instituições reguladas e não reguladas (Tabela 1). O período analisado limitou-se ao terceiro trimestre de 2020 devido à consistência dos dados ter sido interferida pelo impacto da pandemia de Covid-19, o que não condiz com os objetivos do estudo.

Tabela 1: Relação total de empresas por setor e segmento

Segmento/Setor	Total de Empresas	%
Não Regulado	237	69,10%
Bens Industriais	73	21,28%
Consumo Cíclico	78	22,74%
Consumo Não Cíclico	27	7,87%
Materiais Básicos	32	9,33%
Outros	18	5,25%
Tecnologia da Informação	9	2,62%
Regulado	106	30,90%
Comunicações	7	2,04%
Petróleo, Gás. Biocombustível	11	3,21%
Saúde	20	5,83%
Utilidade Pública	68	19,83%
Total Geral	343	100%

Fonte: Dados da B3 de agosto de 2020.

Os dados de estudo são compostos de: i) 3 (três) variáveis contábeis referentes aos principais indicadores econômico-financeiros de solvência (Tabela 2), coletados para o período de análise na base Economática®; e ii) 4 (quatro) variáveis macroeconômicas (Tabela 3) obtidas pelo portal Ipeadata para o período de análise. O presente estudo procurou na literatura os mais recorrentes indicadores econômico-financeiros propícios para a análise de solvência e que permitiram

obter a maior composição amostral com a menor perda de empresas, por período, conforme a Tabela 2, utilizados neste estudo por vetores contábeis.

Tabela 2: Variáveis econômico-financeiras de solvência

Variável	Dotação	Autores
Endividamento Total	$End_t = (\text{Passivo Circulante} + \text{Passivo Não Circulante} / \text{Ativo Total})$	Brito e Assaf Neto (2008), Sekunda et al., (2020), Stüpp (2015), e Stüpp, Flach e Mattos (2018).
Cobertura de Juros	$Cobr_{juros} = (\text{EBITDA} / \text{Despesas Financeiras})$	
Fluxo de Caixa Operacional	$Log_{FCO} = \text{Logaritmo Fluxo de Caixa Operacional}$	

A escolha das variáveis (Tabela 2) por vetores contábeis se justifica, pois, como destacam Brito e Assaf Neto (2008) e Stüpp (2015), não existe uma teoria que permita elencar variáveis para estudos de problema de solvência, de maneira exclusiva como em outros campos de estudo econômicos. Para o objetivo deste estudo, as principais variáveis adotadas para análise de solvência representam a capacidade de Endividamento Total (EndTt) e de Cobertura de Juros (CobrJuros), que são determinantes, mas não exclusivas para a capacidade de solvência (Brito & Assaf Neto, 2008). Acrescido disso, a pesquisa também adota o Fluxo de Caixa Operacional (FCO), pois este representa as condições de financiamentos próprios, importante para o desempenho econômico frente a cenários adversos (Sekunda et al., 2020). Diferentemente de estudos anteriores que investigaram o tema adotando mais variáveis (Altman, 1968; Beaver, 1968; Brito & Assaf Neto, 2008; Medeiros et al., 2011; Stüpp et al., 2018), a presente pesquisa contribui para a literatura ao verificar a necessidade de manter um número pequenos de variáveis para um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros, conforme também adotado por Enders (1995) e Lima (2005), assegurando que as características econômicas investigadas nas variáveis sejam de fato relacionadas. As variáveis macroeconômicas estão apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3: Variáveis macroeconômicas

Variável	Dotação <sup>1</sup>	Autores
Produto Interno Bruto (PIB)	PIB	Brito e Assaf Neto (2008), Sekunda et al., (2020), Stüpp (2015), e Stüpp, Flach e Mattos (2018).
Taxa de Juros (Selic)	Selic	
Taxa de Inflação (IPCA)	IPCA	
Taxa de Câmbio (U.S Dólar)	TXC	

Nota: <sup>1</sup>PIB = Produto Interno Bruto; IPCA\_93 = Índice de Preços no Consumidor Amplo (Série iniciada em 1993); TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

Burns e Mitchell (1946), Lima (2005) e Mitchell (1927) destacam a importância de um sistema de variáveis macroeconômicas agregadas para o estudo dos ciclos econômicos. Os indicadores (Tabela 3) permitem a

análise de cenários econômicos, representando - dentre a literatura - os principais pontos de efeito econômico sobre empresas brasileiras, são utilizados nesse estudo por vetores macroeconômicos. O PIB é reconhecido como o principal indicador de atividade econômica. A taxa de juros Selic responde diretamente sobre os recebíveis, contas a pagar, os empréstimos e financiamentos de instituições, a taxa de inflação IPCA reflete a perda de capacidade econômica devido à desvalorização do poder de consumo da moeda, e a taxa de câmbio TXC determina a desvalorização da moeda local em relação a outras moedas internacionais, impactando diretamente na capacidade de importação e de exportação, ao mesmo tempo que afeta ativos e passivos correntes em moedas estrangeiras. Nesta pesquisa, adotou-se a taxa de câmbio em relação ao dólar estadunidense.

A primeira etapa de tratamento dos dados foi a exclusão de dados faltantes, o que reduziu o intervalo de observação da amostra entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2020. A segunda etapa foi composta pela verificação de outliers, ou dados discrepantes (Sekunda et al., 2020). Essa etapa adotou o método de winsorização a 5% - do logaritmo natural dos vetores - o que permite minimizar o impacto de valores extremos, trazendo-os para o intervalo de confiança definido. A terceira etapa envolveu a criação de dados agregados divididos em segmentos econômicos - regulado e não regulado. Durante essa etapa, os dados foram consolidados por meio da média ponderada transversal (value-weighted cross-sectional averages) de cada vetor variável contábil por trimestre considerando as proporções setoriais indicadas na Tabela 1 (Konchitchki & Patatoukas, 2014; Sekunda et al., 2020).

### 3.1 Modelo Vetor Autoregressivo com Correção de Erros

O modelo autorregressivo foi elaborado com base na literatura dos ciclos econômicos, buscando compreender o impacto da dinâmica de múltiplas variáveis de arcabouço macroeconômico na atividade de empresas. O modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) propicia ao pesquisador um sistema de equações simultâneas sem a prévia determinação de variáveis de ordem endógena e exógena (Sims, 1980), pois um modelo VAR, sem restrições, adota todas as variáveis como de ordem endógena (Lima, 2005; Sims, 1980). Isso permite que as variáveis se comportem livremente, conforme a própria dinâmica econômica que se pretende analisar.

Como Lima (2005) destaca, o modelo VAR requer apenas a seleção de variáveis que irão compor o modelo. Consistindo, essencialmente, de um conjunto de sistemas, no qual as variáveis serão regredidas em função de uma constante de defasagens próprias e das demais variáveis incluídas na análise (Sims, 1980).

O modelo VAR permite, assim, a inclusão de variáveis exógenas, agregando ao sistema sem a necessidade de prévia verificação, uma vez constatado a necessidade de sua inclusão por fontes teóricas (Enders, 1995; Lima, 2005; Tsay, 2005). Segundo Enders (1995), Charemza e Deadman (1997), Lima (2005) e Tsay (2005), o modelo VAR não restrito é representado pela Equação 1.

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \text{ Equação 1}$$

Sendo  $Z_t$  todas as "n" variáveis estimadas no modelo e  $\varepsilon_t$  o vetor de erros aleatórios. O modelo VAR foi elaborado em três etapas (Sims, 1980):

1) definição do número de defasagens mais adequado ao evento observado: foram adotados os critérios de Akaike Information Criterion (AIC), Bayesian Information Criterion (BIC) de Schwarz e de Hannan-Quinn Criterion (HQC), o que permitiu identificar que todas as variáveis apresentaram melhor desempenho para quatro defasagens (Lag 4) (Lima, 2005; Sekunda et al., 2020);

2) avaliação da estacionariedade pelos testes Augmented of Dickey-Fuller (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), que propicia a incorporação de defasagens adicionais. O teste ADF é realizado em relação à raiz unitária do polinômio estimado por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para os critérios de AIC, BIC e t-Statistic. A análise indicou que o modelo era ajustado para segunda diferença o que foi confirmado pelo teste KPSS (Baltagi, 2011; Libanio, 2005; Medeiros et al., 2011);

3) consideração do processo de cointegração entre as variáveis para determinar a relação no longo prazo entre uma ou mais variáveis do sistema. Uma vez que um vetor não apresentou estacionariedade em nível ou em primeira diferença, foi testado o efeito de cointegração por meio do teste de Johansen. Este permite determinar o uso de um vetor de correções de erros por correspondência ao número de vetores cointegrados (posto) (Enders, 1995; Lima, 2005; Medeiros et al., 2011; Tsay, 2005).

O uso de parâmetros para correção de erros em modelos de vetores autorregressivos admite a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, o que se torna um indicativo das características de um determinado fenômeno observado (Lima, 2005). O teste de Johansen demonstrou que todas as equações apresentaram cointegração entre a primeira e segunda ordem de defasagem, sugerindo inicialmente que um choque exógeno ao sistema afeta todo o sistema observado. Como destacado por Lima (2005) e Tsay (2005), quando é observado o efeito de cointegração para variáveis em nível ou em primeira defasagem, o uso de Vetor de Correção de Erros (VEC) é recomendado para evitar distorções derivadas da cointegração no longo prazo. O trabalho de Sekunda

et al. (2020) não considerou esse fator em seu modelo. **3.2 Causalidade de Granger**

Dessa forma, foi estimado o modelo autorregressivo (VAR) com correção de erros em quatro defasagens VEC (4) para o intervalo trimestral de 2005:1 a 2020:3, composto de três variáveis econômico-financeiras, evitando a interferência no acúmulo de erros de estimação (Lima, 2005). Desse modo, os sistemas do modelo VEC adotado estão representados na Equação 2.

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} X_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} X_{2,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} X_{3,t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} X_{4,t-j} + \mu_t$$

Equação 2

Sendo as variáveis, respectivamente: Y=Indicador de Solvência; X1=PIB; X2=Selic; X3=IPCA; X4=TXC;  $\mu$ =Erro de estimativa para o período t; t=período de observação; j=defasagem adotada. Em que  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  são os parâmetros de estimação, p é o número de defasagens; e,  $\mu$  é o termo de erros aleatórios dos sistemas.

Ao se realizar a diferença das variáveis, propriedades importantes destas são perdidas dentro do sistema (Lima, 2005; Tsay, 2005), uma vez que este é tratado como  $\hat{y}_t = y_{t-\Delta} - \beta x_t$ , sendo  $I(0)$ , assumimos  $y_t$  e  $x_t$  por interligados no tempo, apresentando uma relação de equilíbrio no longo prazo coincidente aos objetivos do estudo. A ordenação das variáveis depende dos resultados obtidos por meio do teste F de Causalidade de Granger (Baltagi, 2011; Lima, 2005), não sendo necessariamente a exposta na Equação 2.

O teste de Causalidade de Granger permite identificar a melhor ordenação de especificação do modelo VAR, com base no efeito de exogeneidade, na qual a variável mais exógena precede a de menos (Lima, 2005). O teste foi aplicado para identificar a escala de exogeneidade das variáveis macroeconômicas, adotado exclusivamente para determinar a ordenação de Cholesky, ainda que não haja efeito de Granger-Causa entre as variáveis – ou seja que a hipótese nula seja verificada – está-se interessado exclusivamente na ordenação de exogeneidade. A adoção da ordenação de Cholesky impacta significativamente nos resultados e suas interpretações (Lima, 2005). O trabalho de Sekunda et al. (2020) não considerou a ordenação, o que impactou significativamente nos resultados apresentados pelos autores e nas diferenças metodológicas com esta pesquisa.

O modelo VAR não necessita identificar previamente quais variáveis são exógenas, como em outros modelos de séries temporais, pois nas propriedades deste modelo já se consideram a integração de variáveis exógenas (Sims, 1980). Ao mesmo tempo, Costa (2020) sinaliza o uso dos testes  $\chi^2$  e F para métrica de causalidade de Granger com o objetivo de excluir variáveis que não apresentam Granger-Causa. No modelo adotou-se o  $\chi^2$  obtido pelo teste Doornik-Hansen para determinar a normalidade do modelo (Bittencourt et al., 2016; Wooldridge, 2006), sendo condição excludente para realização do teste F de Granger-Causa (Doornik & Hansen, 2008; Pino, 2014).

Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger

Regulado	Teste F		p-valor	Ordem	Não regulado	Teste F		p-valor	Ordem
<b>Endividamento Total</b>									
PIB	F(4,38)	0,1463	[0,9635]	4	PIB	F(4,38)	0,3147	[0,8664]	4
IPCA	F(4,38)	1,5900	[0,1968]	1	IPCA	F(4,38)	1,5588	[0,2051]	1
TXC	F(4,38)	0,4309	[0,7854]	3	TXC	F(4,38)	1,2432	[0,3092]	3
Selic	F(4,38)	0,4599	[0,7646]	2	Selic	F(4,38)	1,3050	[0,2855]	2
<b>Cobertura de Juros</b>									
PIB	F(4,38)	1,5715	[0,2017]	3	PIB	F(4,38)	0,1718	[0,9515]	4
IPCA	F(4,38)	1,7696	[0,1551]	2	IPCA	F(4,38)	0,4014	[0,8064]	2
TXC	F(4,38)	0,7131	[0,5882]	4	TXC	F(4,38)	1,7409	[0,1612]	1
Selic	F(4,38)	2,2059	[0,0867]	1	Selic	F(4,38)	0,306	[0,8721]	3
<b>Fluxo de Caixa Operacional</b>									
PIB	F(4,38)	1,074	[0,3828]	3	PIB	F(4,38)	2,5767	[0,0529]	2
IPCA	F(4,38)	2,2574	[0,0809]	1	IPCA	F(4,38)	2,1778	[0,0900]	4
TXC	F(4,38)	1,846	[0,1401]	2	TXC	F(4,38)	4,0499	[0,0078]	1
Selic	F(4,38)	0,6215	[0,6500]	4	Selic	F(4,38)	0,4102	[0,8002]	3

Notas: PIB = Produto Interno Bruto; IPCA = Índice de Preços no Consumidor Amplo (Série iniciada em 1993); TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

A decomposição da variância e da função impulso-resposta seguem a ordenação de Cholesky obtida pelo teste Granger-Causa, sem a necessidade de exclusão de variáveis (Baltagi, 2011; Lima, 2005; Medeiros et al., 2011).

A Tabela 4 evidencia o teste de Granger-Causa (Teste-F), por segmento analisado, com nível de significância de 5%, o qual para ser considerado uma relação X Granger-Causa Y o p-valor deve ser inferior ao nível adotado.

A ordenação de Cholesky (Tabela 4) adotada para os modelos de VEC(4) apresenta um forte impacto nos modelos VAR, especialmente na decomposição da variância e, por consequência, nas equações de impulso-resposta. Uma consideração importante está na análise do ciclo econômico, seguindo os parâmetros de Burns e Mitchell (1946), Lima (2005) e Mitchell (1927) que identificam o PIB como sendo caracteristicamente o principal indicador agregado do ciclo econômico, entretanto, ao se observar os resultados do teste F identifica-se poucas ocorrências do PIB como a variável mais exógena do sistema.

## 4 Análise dos Resultados

A análise da estatística descritiva (Tabela 5) permite evidenciar a qualidade amostral, tendo todas as variáveis cumprindo com os requisitos indicativos preliminares de normalidade, demonstrando que o tratamento de dados preliminar foi adequado para a proposta da pesquisa. As observações apresentaram baixa amplitude, apesar da assimetria em relação à média, os valores ficaram dentro do esperado e em concordância com a curtose. Essas características corroboram com as observadas nos testes de raízes unitárias e normalidade.

Após a avaliação das estatísticas descritivas e dos demais testes de validação do modelo, a análise dos dados foi realizada conforme o segmento econômico (regulado e não regulado) e as variáveis contábeis frente aos choques macroeconômicos por meio da função impulso-

resposta. A Figura 1 apresenta o resultado de um choque na proporção de um desvio padrão das variáveis macroeconômicas sobre o endividamento total para ambos os segmentos analisados. O impulso ocasionou um aumento de pouco mais de 0,5% no endividamento do segmento regulado no primeiro trimestre, apresentando uma recaída no segundo trimestre.

Dentre os efeitos observados está o aumento de dois trimestres sucessivos que se observa a partir do quarto trimestre, demonstrando haver uma presença sazonal de curto período ao mesmo tempo em que a média parece sofrer um aumento no longo prazo, indicando dois ciclos econômicos, um dentro do outro. O que está de acordo com a literatura destacada por Lima (2005) que identifica a ocorrência de ciclos de curta duração ao longo de um ciclo econômico de longa duração.

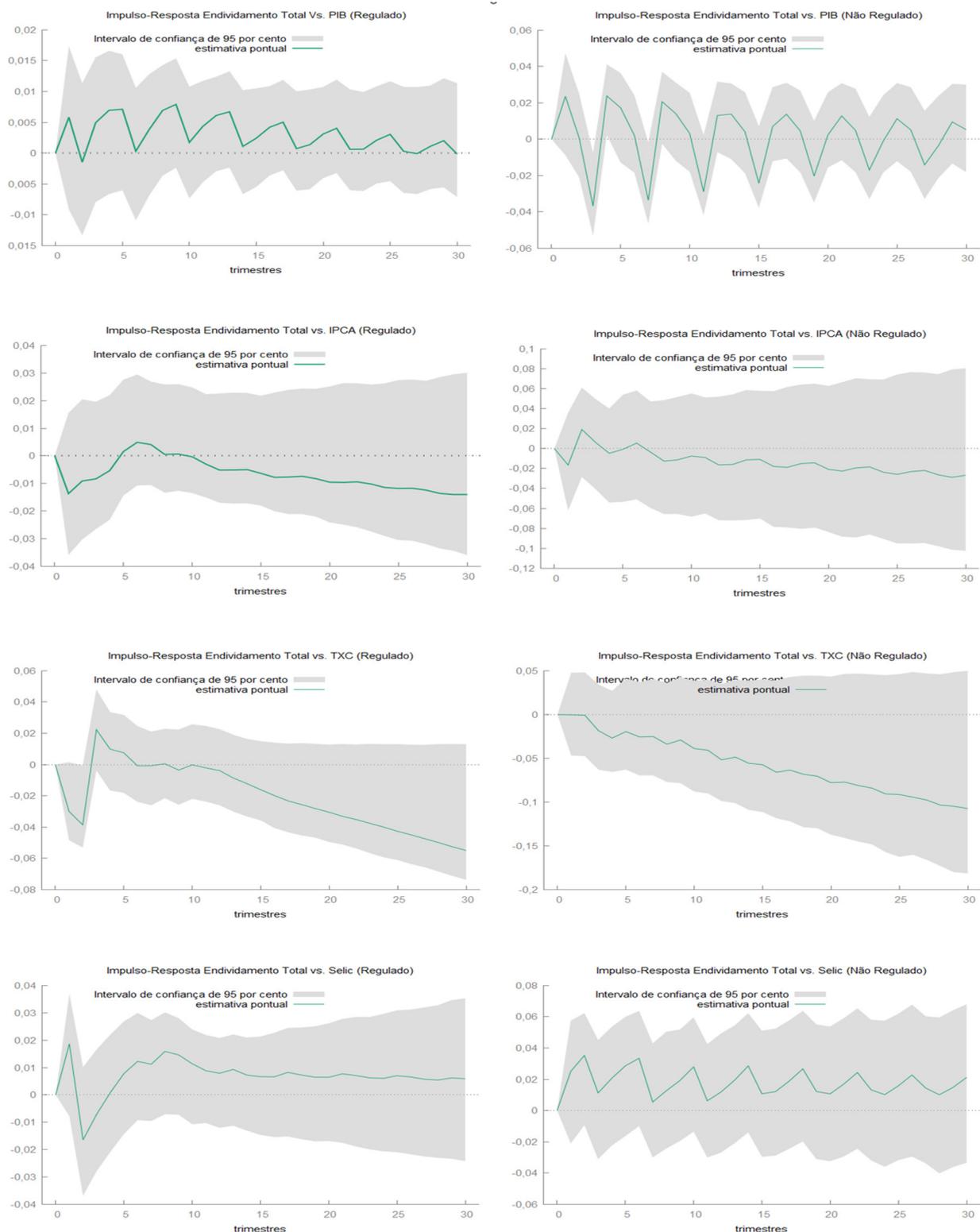
O resultado mais significativo no segmento regulado condiz com o trabalho de Mitchell (1927), o qual ele afirma a importância de se verificar o efeito de longo prazo, dado que as causas podem ser as mais diversas, ao mesmo tempo que para o autor um choque cria uma tendência, ao qual o mercado e seus agentes se adaptam. Essa linha de tendência pode ser percebida na Figura 1 em relação ao endividamento total, ainda que passados 30 trimestres, cerca de sete anos, percebe-se um retorno aos patamares anteriores ao choque, quando comparado ao ciclo do PIB.

O mesmo pode ser observado no segmento não regulado, no qual o PIB apresentou o maior impacto em intervalos curtos de tempo, ainda que seu impacto não ultrapasse 4% de alteração no endividamento. Destaca-se a tendência de o endividamento voltar ao patamar inicial transcorrido mais de trinta períodos, ou seja, para um modelo de quatro defasagens a frente do ponto de choque, após sete anos e meio os efeitos de um choque no PIB ainda são perceptivos na capacidade de endividamento de instituições reguladas

Tabela 5: Estatística Descritiva

Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Endividamento Total (Regulado)	-0,47432	-0,50251	-0,7722	-0,18833	0,16931
Cobertura de Juros (Regulado)	1,7128	1,6495	0,78357	3,1391	0,4709
Fluxo de Caixa Operacional (Regulado)	12,747	12,654	10,684	15,378	0,974
Endividamento Total (Não Regulado)	-0,27857	-0,339	-0,68345	0,48957	0,31586
Cobertura de Juros (Não Regulado)	1,8837	1,7642	0,70908	3,4382	0,6166
Fluxo de Caixa Operacional (Não Regulado)	11,695	11,731	10,289	13,711	0,72619
Produto Interno Bruto (PIB)	13,781	13,87	12,95	14,31	0,40853
Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	9,2983	9,2808	8,8931	9,6862	0,25775
Taxa De Câmbio (TXC)	5,9262	5,9533	5,5775	6,2929	0,18067
Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Taxa Selic)	0,87479	0,9642	-0,6717	1,5567	0,41042

Figura 1: Gráfico Impulso-Resposta do Endividamento Total



Nota. PIB = Produto Interno Bruto; IPCA = Índice de Preços no Consumidor Amplo (Série iniciada em 1993); TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

e com menor efeito sobre instituições não reguladas.

Outro aspecto observado (Figura 1) é que passado o período de um ano - a contar do choque sobre a taxa de câmbio - as instituições não reguladas apresentam uma redução significativamente (10%) de seu endividamento. Economicamente, isso sugere uma retração das obrigações o que corresponde a empresas observando os acontecimentos para elaborar os próximos passos de sua estratégia, algo não verificado nas instituições reguladas, cuja alteração na estrutura de endividamento total não é superior a 4%.

Medeiros et al. (2011) também identificaram essas perturbações no estado de equilíbrio das variáveis, refletindo um novo estado de realidade econômica após choques macroeconômicos (Mitchell, 1927; Schumpeter, 1939). Corroborando para essa observação, Sekunda et al. (2020) apresentam o mesmo tipo de significância, ao tratarem a relação inversa do explorado nesse estudo. Dentre seus achados, observa-se a dissipação do efeito de longo prazo do choque exógeno explorado. Os autores destacaram que variáveis contábeis impactam em variáveis macroeconômicas, contudo, é mais provável que as variáveis contábeis estejam reagindo a choques externos e perpetuando seus impactos ao longo da cadeia produtiva, o que retroalimenta o sistema. Abdalla e Carabias (2022) identificaram em simulações que modelos considerando special itens após os lucros divulgados demonstraram maior ajuste ao comportamento real do PIB, adotando modelo VAR com (q+1) e (q+2) de defasagem.

A Figura 2 apresenta o resultado do impulso-resposta de choques sobre a cobertura de juros de instituições reguladas. No primeiro, segundo e terceiro gráficos são apresentados os choques para o PIB, a inflação e a taxa de câmbio, respectivamente. Nenhum dos três apresentou intervalo de significância (fora da área hachurada), no intervalo observado, considerando uma resposta de quatro defasagens. O gráfico de taxa de juros foi o único que apresentou resposta significativa entre o segundo e quarto trimestre subsequente ao choque na cobertura de juros.

Ainda que nenhum gráfico apresente significância estatística na cobertura de juros, economicamente as respostas dos choques sugerem novamente uma interferência de longo prazo alterando a ordem do estado econômico original. Os gráficos demonstram que um choque exógeno ocasiona uma alteração na ordem de 10% ou mais na capacidade de cobertura de juros. No caso da Inflação e da taxa de juros esse impacto é negativo na maior parte do tempo, sendo que ambas apresentam uma alteração sem retorno ao estado de equilíbrio original. O que novamente está de acordo com as previsões teóricas de Mitchell (1927) e Schumpeter (1939).

O PIB é o único que apresenta um resultado negativo no decorrer do período após oito trimestres. Todos

os choques apresentaram um impacto negativo na capacidade de cobertura de juros, especialmente no acumulado do primeiro trimestre após o evento. Os destaques ficaram novamente com a taxa de inflação – representado pelo IPCA – que demonstrou uma redução da cobertura de juros de instituições não reguladas em aproximadamente 15%. Com recuperação significativa até o quinto trimestre após o evento e posterior decréscimo o que novamente demonstra que um choque de ordem macroeconômica cria um efeito de longo prazo que persiste apesar da capacidade de recuperação.

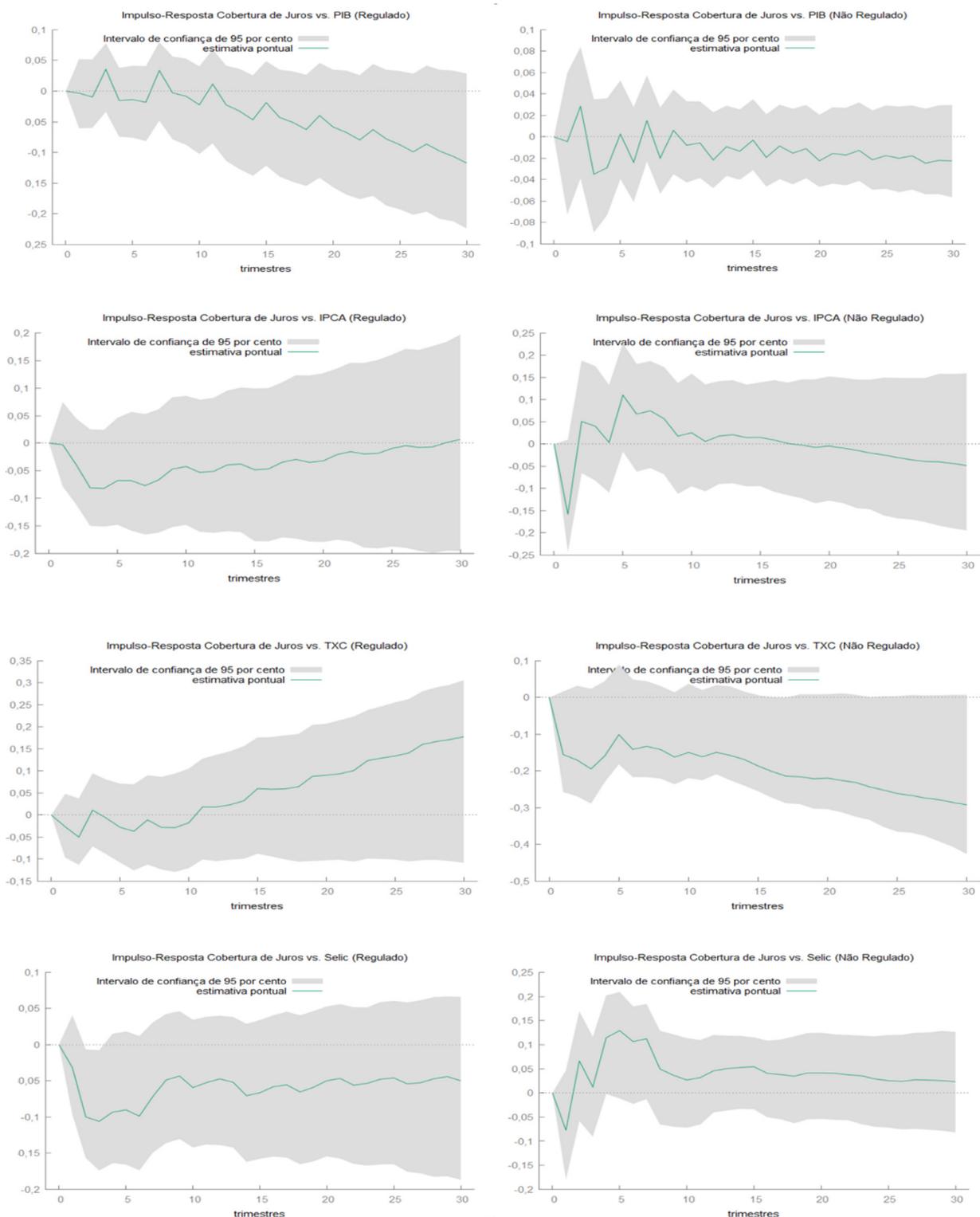
O segundo destaque foi a taxa de câmbio que apresentou um decréscimo de 16% no primeiro trimestre subsequente com ligeira recuperação entre o segundo e sexto trimestre, o que representa um ano e meio após o evento do choque. Posteriormente, observa-se uma nova queda menos abrupta, contudo, mais persistente até o final da série estimada de 31 trimestres.

Tanto a Inflação quanto a taxa de câmbio apresentaram persistência do efeito muito além do curto prazo, impactando significativamente ao longo do tempo, o que é corroborado com a pesquisa de Medeiros et al. (2011). Este resultado está alinhado com Burns e Mitchell (1946) e Schumpeter (1939), pois o impacto de choques exógenos provenientes de variáveis econômicas agregadas reflete significativamente sobre variáveis contábeis financeiras agregadas. O impacto de longo prazo sobre indicadores de solvência pode ser significativo para a tomada de decisão (Brito & Assaf Neto, 2008), pois apesar de ter demonstrado um impacto negativo em praticamente todas as condições testadas sobre a cobertura de juros de não reguladas, para um modelo de quatro defasagens, estatisticamente os impactos não foram significativos para afetar a qualidade da informação contábil, entretanto, mesmo em um cenário de estresse, as informações foram relevantes e persistentes.

No escopo de variáveis investigadas, o fluxo de caixa operacional foi o que apresentou comportamento mais significativo para o modelo de quatro defasagens (Figura 3). A começar pelo choque observado no PIB que apresentou significância ao longo dos três primeiros períodos subsequentes ao choque, com forte indício de uma perda na capacidade do fluxo de caixa operacional até o quarto período seguido de uma retração logo após o ponto de máxima recuperação observado no quinto período. A significância é novamente observada entre o sexto e oitavo período.

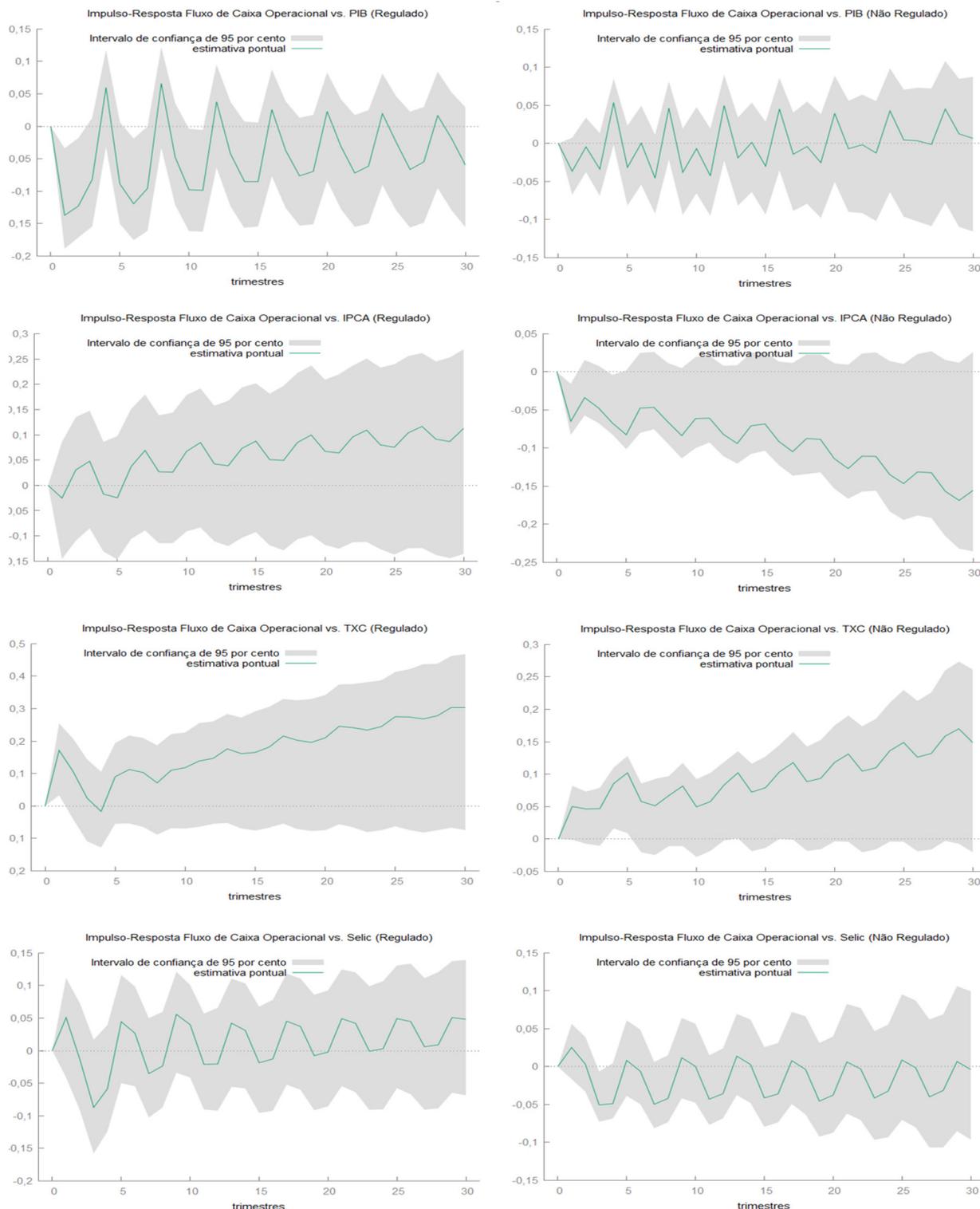
A significância pode ser observada no impulso-resposta da taxa de câmbio entre o momento do choque até o segundo período nas instituições reguladas. Contudo, o processo não se repete no decorrer das observações, indicando que o PIB tem um forte impacto na capacidade operacional do segmento regulado. Lima (2005) sugere o PIB como principal indicador do ciclo

Figura 2: Gráfico Impulso-Resposta da Cobertura de Juros



Nota. PIB = Produto Interno Bruto; IPCA = Índice de Preços no Consumidor Amplo (Série iniciada em 1993); TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

Figura 3: Gráfico Impulso-Resposta do Fluxo de Caixa Operacional



Nota. PIB = Produto Interno Bruto; IPCA = Índice de Preços no Consumidor Amplo (Série iniciada em 1993); TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

econômico, ao promover impacto em análises partindo da existência de choques exógenos ao processo do ciclo econômico. Tais efeitos econômicos são observados no curto e no longo prazo da presente análise.

O fluxo de caixa operacional de instituições não reguladas apresenta um comportamento altamente periódico sendo estatisticamente significativo. Tanto a taxa de câmbio quanto a inflação são economicamente significativas, apresentando um aumento de aproximadamente 15% e uma redução de -15%, respectivamente, após 31 períodos. Todo o período é representado por microciclos de cerca de quatro períodos cada, sendo o PIB e a Selic as variáveis com tendência mais estáveis e próximas das condições originais, pré-choque, sendo que após 20 períodos de um choque oriundo do PIB, o fluxo de caixa operacional das não reguladas tende a retornar ao patamar original. Uma característica que só foi observada em outras variáveis também pelo PIB.

O choque na inflação apresentou sinal contrário entre os segmentos e estatisticamente significativo. Essa característica foi observada também na cobertura de juros. Economicamente, isso demonstra que a inflação, ao forçar os preços para cima, acarreta o aumento do fluxo de caixa operacional de instituições reguladas que muitas vezes possuem natureza monopolística e, portanto, de precificação com tendência inelástica. Contudo, o efeito

para instituições não reguladas é o oposto, refletindo o efeito de oferta e demanda esperada para cenários adversos.

Ataxa de câmbio apresentou comportamento com o mesmo sinal para ambos os segmentos, com escala de grandeza semelhante. O que significa interpretar que o câmbio dólar estadunidense está fortemente atrelado à característica de financiamento da operação e à capacidade de pagamento, tanto de dívidas quanto dos juros vinculados, que são objetos desta pesquisa. Em concordância aos achados de Medeiros et al. (2011), os modelos identificam um efeito de longo prazo se perpetuando nas variáveis contábeis, após um choque exógeno.

A decomposição da variância do fluxo de caixa operacional de instituições reguladas (Tabela 6) deixa evidente o efeito que a taxa de câmbio possui sobre a condição de financiamento operacional das instituições reguladas. O efeito da taxa de câmbio supera o efeito endógeno do fluxo e caixa operacional das reguladas a partir do 26º período, ponto em que não há possibilidade de retorno a um patamar anterior ao choque. O efeito de aceleração da propagação fica ainda mais evidente quando comparado com o efeito da decomposição da variância (Figura 3), no qual o segundo choque – no quarto período – torna-se irreversível e crescente a taxas superiores a 25%. Em comparação às demais variáveis que não superam 7%, a taxa de câmbio

Tabela 6: Decomposição da variância do Fluxo de Caixa Operacional de Reguladas

Período	Erro Padrão	FCO	IPCA	TXC	PIB	Selic
1	0,400023	100	0	0	0	0
2	0,486154	78,2671	0,268	12,3977	7,9732	1,0941
3	0,53041	71,9646	0,5545	14,4193	12,0765	0,985
4	0,555755	68,906	1,2448	13,3153	13,1704	3,3636
5	0,610676	72,2108	1,1116	11,1069	11,8656	3,7051
6	0,639776	70,1481	1,1611	12,092	12,7399	3,8588
7	0,67498	66,8125	1,3495	13,6317	14,5835	3,6228
8	0,710895	64,9733	2,1598	14,3926	14,9623	3,512
9	0,750567	66,6798	2,0649	13,8088	14,1968	3,2497
10	0,772664	65,5206	2,0621	15,0544	13,775	3,5879
11	0,800072	63,2144	2,6301	16,2173	14,3426	3,5956
12	0,839902	61,4347	3,4032	17,438	14,398	3,3261
13	0,881318	61,7301	3,323	18,6112	13,2608	3,0749
14	0,909415	59,7076	3,3017	21,2176	12,6691	3,104
15	0,935647	57,4081	3,7321	23,0211	12,7964	3,0423
16	0,970223	55,8801	4,2835	24,2995	12,6706	2,8663
17	1,00919	55,6502	4,2125	25,696	11,7762	2,665
18	1,04202	53,5747	4,1766	28,3865	11,1741	2,6882

Nota: FCO = Fluxo de Caixa Operacional; IPCA = Índice de Preços no Consumidor Amplo; TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; PIB = Produto Interno Bruto; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

possui um efeito significativo e condizente com as proposições de Mitchell (1927) e de Schumpeter (1939). A Tabela 7 apresenta a decomposição da variância da variável fluxo de caixa de instituições não reguladas.

Quando observado o efeito da decomposição da variância em instituições não reguladas (Tabela 7), o cenário muda consideravelmente em relação às reguladas (Tabela 6), evidenciando mais um aspecto que distingue a característica de divulgação em ambos os segmentos. O fato mais significativo é que, diferente do segmento regulado, o não regulado sofre impactos significativos de choques oriundos da Inflação no fluxo de caixa, demarcando mais uma característica do cenário brasileiro. A taxa de câmbio novamente lidera o efeito de longo prazo superando o efeito endógeno do fluxo de caixa operacional no 15º período, contudo, a inflação é inicialmente superior, identificando que já no choque ela deturpa as condições econômicas das instituições não reguladas. Pandini et al. (2018) demonstra esse efeito nos setores de consumo cíclico e não cíclico, que representam, respectivamente, 18,88% e 6,35% da amostra explorada. A análise demonstra que o efeito da taxa de câmbio supera o efeito inflacionário já no quinto período. O que coincide com as análises gráficas (Figura 3), incluindo dado à significância estatística observada no gráfico do efeito do IPCA e da taxa de câmbio. Novamente, o

efeito de longo prazo é observado em concordância de Mitchell (1927) e Schumpeter (1939) e vão em direção oposta às observações de Sekunda et al. (2020).

Em síntese, a natureza dos segmentos regulados e não regulados é distinta e somam as múltiplas características setoriais que não foram aprofundadas nesta pesquisa, mas que podem ser brevemente compreendidas no trabalho de Pandini et al. (2018) que exploram os setores de consumo cíclico e não cíclico. Indiscutivelmente, os dados evidenciam que a taxa de câmbio fixada no dólar estadunidense é significativamente impactante nos modelos, como apresentados nas tabelas de decomposição da variância. Os modelos são focados no impacto de variáveis macroeconômicas sobre as estruturas de endividamento e de capacidade de pagamento do endividamento no curto prazo. Brito e Assaf Neto (2008) destacam o estado de insolvência como derivado do acúmulo de circunstâncias, cuja origem advém do endividamento das instituições.

A análise identificou que os segmentos regulado e não regulado apresentam sólida dependência da taxa de câmbio associada ao dólar estadunidense, sendo a taxa de juros (Selic) a segunda variável mais impactante nos modelos de impulso-resposta que possuíam o objetivo de “simular” condições economicamente

Tabela 7: Decomposição da variância Fluxo de Caixa Operacional de Não Reguladas

Período	Erro Padrão	FCO	TXC	PIB	Selic	IPCA
1	0,140575	100	0	0	0	0
2	0,168963	69,5729	8,7742	4,6699	2,2315	14,7514
3	0,178633	62,3817	14,5609	4,2434	2,0296	16,7844
4	0,200518	49,9124	17,0006	6,2092	7,9681	18,9096
5	0,264109	46,6202	20,2755	7,7136	8,0281	17,3627
6	0,296734	36,9369	27,8888	7,2399	6,4362	21,4982
7	0,306103	34,7306	29,7654	6,8036	6,09	22,6103
8	0,32328	32,5351	29,1903	8,0928	7,8283	22,3534
9	0,364436	37,3385	26,3459	7,9812	7,4937	20,8407
10	0,385325	33,6718	28,0525	8,117	6,795	23,3637
11	0,393482	32,3586	28,4812	7,814	6,5162	24,83
12	0,409365	31,1342	28,2901	8,3031	7,1237	25,1489
13	0,445519	33,0867	27,3786	8,256	6,6597	24,6191
14	0,467784	30,2515	29,5944	7,6533	6,1279	26,3729
15	0,478745	28,9386	30,533	7,3077	5,8538	27,3669
16	0,495976	28,2923	30,9863	7,1744	6,149	27,398
17	0,532289	29,8518	30,6692	6,9498	5,798	26,7311
18	0,55692	27,8214	32,4893	6,4142	5,3164	27,9588

Nota: FCO = Fluxo de Caixa Operacional; TXC\_N = Taxa de Câmbio Nominal; PIB = Produto Interno Bruto; Selic = Sistema Especial de Liquidação e de Custódia; IPCA = Índice de Preços no Consumidor Amplo.

adversas – representando um choque exógeno. Todas as análises evidenciaram que setores e segmentos respondem de maneira distinta a choques econômicos (Mitchell, 1927; Schumpeter, 1939), ao mesmo tempo se verificou que o PIB apresenta movimentos cíclicos (Lima, 2005) muito mais perceptíveis do que as demais variáveis macroeconômicas analisadas.

Ainda contribuindo com os achados desta pesquisa, Medeiros et al. (2011) identificaram semelhante resultado de longo prazo derivado da propagação do choque o que contribui com os pressupostos de Mitchell (1927) e Schumpeter (1939) que todo choque é distinto e único, não sendo comparável à natureza de outros choques anteriores ou posteriores. Ao mesmo tempo que a propagação do choque contribui para a mudança de paradigma econômico de qualquer instituição inserida na realidade econômica (Medeiros et al., 2011; Pandini et al., 2018).

Foi adotada a ordenação de Cholesky diferente de outras pesquisas, cujo principal ponto de estudo foi o impacto de choques macroeconômicos sobre variáveis contábeis. Sekunda et al. (2020) observaram o efeito de indicadores de rentabilidade sobre condições macroeconômicas, distinto da perspectiva deste estudo. Os autores não consideraram a ordenação de Cholesky, tendo o teste de Causalidade sido adotado para justificar o efeito de propagação observado, ainda que as análises de decomposição da variância tenham demonstrado que esse impacto é de ordem endógena às próprias variáveis macroeconômicas. Apesar das pesquisas anteriores analisarem perspectivas pela mesma óptica teórica, este estudo evidenciou de fato o cenário econômico – representado pelo efeito de propagação do impulso-resposta - impactando diretamente sobre a realidade contábil de instituições brasileiras de ambos os segmentos. Sendo o fluxo de caixa operacional a variável contábil-financeira estatisticamente mais impactada pelos choques. Ao mesmo tempo, o estudo revelou uma forte dependência do dólar estadunidense em ambos os segmentos, que não foi observado em outros estudos, ao mesmo tempo a Inflação demonstrou-se significativa para o segmento não regulado, não se verificando em instituições reguladas, condizente com o estudo de Pandini et al. (2018).

## 5 Considerações Finais

Os achados corroboram com os observados nas pesquisas relacionadas. Os efeitos dos choques macroeconômicos sobre variáveis de endividamento, cobertura de juros e fluxo de caixa operacional não são inicialmente relevantes de modo a condicionar uma ruptura estrutural em nível institucional. Contudo, cenários de default ocorrem após uma escalada de condicionais de mercado que afetem a instituição em nível operacional (Brito & Assaf Neto 2008). A presente pesquisa observou esse efeito em nível de segmento, agregando setores econômicos e suas instituições.

Ao agregar informações contábeis ficamos restritos à observação na escala adotada, dessa forma, a pesquisa não consegue discernir quais empresas teriam sido afetadas, contudo, as análises revelaram que ambos os segmentos (regulado e não regulado) possuem pontos de concomitância econômica, como é de se esperar, ao mesmo tempo que preservam as características de divulgação apresentadas pela teoria de evidênciação (Bertomeu & Magee, 2015; Cianciaruso & Sridhar, 2018; Dontoh, 1989). Como pesquisa futura se pretende demonstrar se as mesmas características serão observadas também entre setores, pois dessa forma será coerente deduzir que a tendência da natureza dos segmentos se refletirá em nível institucional.

Os resultados demonstraram que instituições não reguladas estão mais sujeitas à volatilidade oriunda das propagações de choques exógenos, ainda que tenham apresentado maior robustez nas informações. Instituições reguladas apresentaram menor volatilidade e uma condição de retorno ao equilíbrio com resposta mais rápida do que as não reguladas, características também encontradas por Medeiros et al. (2011) e Pandini et al. (2018). Isso demonstra que instituições reguladas e não reguladas podem possuir pontos de convergência, mas, de maneira geral, o que permite aos dois segmentos possuírem tendências semelhantes não é visível pelas variáveis adotadas, apesar de refletir sobre elas, sendo um campo de estudo futuro.

Diferentemente do observado por Sekunda et al. (2020), essa pesquisa não identificou um retorno ao ponto de origem anterior ao choque. Simultaneamente, evidenciou-se que os segmentos não regulados e regulados respondem de maneira distinta, porém agregando informação relevante de eventos econômicos externos na estrutura de solvência de empresas listadas brasileiras (analisada pelo endividamento total), ainda que algumas vezes com sinal contrário proveniente das mesmas variáveis macroeconômicas. Nesses casos - como observado na variável fluxo de caixa operacional – o sinal em oposição reflete a previsão da teoria microeconômica de demanda e oferta, dado que essa relação irá impactar nos fluxos de entrada e saídas de recursos. A inflação foi o vetor macroeconômico mais relevante, ao refletir bem o efeito sobre o fluxo de caixa das não reguladas que em maioria não possuem a característica monopolística observada nas reguladas. A taxa de juros (Selic) segue a mesma ordem de eventos da inflação, demonstrando a relação endógena entre ambas.

O PIB apresentou comportamento estatisticamente significativo em quase todas as análises, com destaque para a resposta do fluxo de caixa operacional, todavia, não foi verificado o mesmo efeito na análise da decomposição da variância. Ademais, evidenciou-se que os indicadores contábeis não retornam para as mesmas condições observadas antes do choque, conforme corroborado pela

literatura (Burns & Mitchell, 1946; Carvalho, 1988; Lima, 2005; Lucas, 1975; Medeiros et al., 2011; Mitchell, 1927; Pandini et al., 2018; Schumpeter, 1939), assumindo-se que as características setoriais e segmentares irão contribuir para o efeito da resposta de impulsos exógenos e que cada um será particular. Contrapondo-se às evidências de Sekunda et al. (2020), essa investigação considera que variáveis macroeconômicas impactam desde o primeiro trimestre após a observância do choque, sendo que o efeito da própria variável sobre o sistema analisado nem sempre responde de maneira significativa para explicar o efeito de longo prazo observado sobre os indicadores de solvência analisados.

Nesse sentido, a principal contribuição foi a observação de que de fato, como Burns e Mitchell (1946), Mitchell (1927) e Schumpeter (1939) destacaram quase um século atrás, cada choque é individual e explicativo para o seu próprio evento, não sendo relevante para prever a existência de um evento novo e isolado do primeiro. Para observar a relação entre ciclos distintos o modelo de impulso-resposta não é adequado, pois o ciclo é apenas um efeito do evento exógeno. Contudo, o modelo permite inferir a tendência de movimento daquele ciclo específico.

## Referências

- Abdalla, A. M., & Carabias, J. M. (2022). From accounting to economics: the role of aggregate special items in gauging the state of the economy. *The Accounting Review*, 97(1), 1-27.
- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609. <http://www.jstor.com/stable/2978933>
- Baltagi, B. H. (2011). Time-series analysis. In *Econometrics* (5th ed., Vol. 1, pp. 373-396). Springer Berlin Heidelberg. [https://doi.org/10.1007/978-3-642-20059-5\\_1](https://doi.org/10.1007/978-3-642-20059-5_1)
- Beaver, W. H. (1968). Alternative accounting measures as predictors of failure. *The Accounting Review*, 43(1), 113-122. <http://www.jstor.com/stable/244122>
- Bertomeu, J., & Magee, R. P. (2015). Mandatory disclosure and asymmetry in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 59(2-3), 284-299. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.08.007>
- Bittencourt, W. R., Bressan, V. G. F., Goulart, C. P., Bressan, A. A., Costa, D. R. de M., & Moura Lamounier, W. (2016). Rentabilidade em bancos múltiplos e cooperativas de crédito brasileiros. *Edição Especial FCG*, 21(2), 22-40. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2017150349>
- Brito, G. A. S., & Assaf Neto, A. (2008). Modelo de classificação de risco de crédito de empresas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 19(46), 18-29. <https://doi.org/10.1590/s1519-70772008000100003>
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). The basic measures of cyclical behavior. In *Measuring Business Cycles* (1st ed., Vol. 1, pp. 115-202). NBER. <http://www.nber.org/books/burn46-1>
- Carvalho, F. J. C. de. (1988). Keynes, a instabilidade do capitalismo e a teoria dos ciclos econômicos. *Repositório do Conhecimento do IPEA*, 18(3), 741-764. <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5942>
- Charemza, W., & Deadman, D. F. (1997). *New directions in econometric practice*. 2nd Edition. Edward Elgar Publishing.
- Cianciaruso, D., & Sridhar, S. S. (2018). Mandatory and voluntary disclosures: dynamic interactions. *Journal of Accounting Research*, 56(4), 1253-1283. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12210>
- Costa, H. C. (2020). Cointegração e Vetor de Correção de Erros (VEC). *RPubs*. <https://rpubs.com/hudsonchavs/vec>
- Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325-1359. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x>
- Dontoh, A. (1989). Voluntary disclosure. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 4(4), 480-511. <https://doi.org/10.1177/0148558X8900400404>
- Doornik, J. A., & Hansen, H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(SUPPL. 1), 927-939. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00537.x>
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*, 4th Edition | Wiley (1st ed., Vol. 1). Wiley.
- Gil, A. C. (2019). *Métodos e técnicas de pesquisa social*. 7ª Edição, Atlas.
- Konchitchki, Y., & Patatoukas, P. N. (2014). Accounting earnings and gross domestic product. *Journal of Accounting and Economics*, 57(1), 76-88. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.10.001>
- Libanio, G. A. (2005). Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence. *Nova Economia*, 15(3), 145-176. <https://doi.org/10.1590/s0103-63512005000300006>
- Lima, I. C. (2005). Ciclos econômicos e previsão cíclica: um estudo de indicadores antecedentes para a economia brasileira [Universidade Federal de Minas Gerais]. In *repositorio.ufmg.br*. [https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/MCCR-6W8LZW/1/izabel\\_cristina\\_de\\_lima.pdf](https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/MCCR-6W8LZW/1/izabel_cristina_de_lima.pdf)
- Long, J. B., & Plosser, C. I. (1983). Real business

- cycles. *Journal of Political Economy*, 91(1), 39–69. <https://doi.org/10.1086/261128>
- Lucas, R. E. (1975). An equilibrium model of the business cycle. *Journal of Political Economy*, 83(6), 1113–1144. <https://doi.org/10.1086/260386>
- Medeiros, O. R., Ferdinandus, B., Van Doornik, N., & Oliveira, G. R. (2011). Modelando e estimando as demonstrações financeiras de uma empresa com o modelo VAR-VECM Banco Central do Brasil. *Brazilian Business Review*, 8(3), 20–40. <https://repositorio.unb.br/handle/10482/14580>
- Mitchell, W. C. (1927). *Business cycles: the problem and its setting* (1st ed., Vol. 1). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/books-and-chapters/business-cycles-problem-and-its-setting>
- Nasab, V. B., Kamali, E. & Kahrizangi, K., E. (2022). A VAR model for the macroeconomic indicators restatements predicting: introduction to macroaccounting theory. *Advances in Mathematical Finance and Applications*, 7(4), 1099–1112.
- Pandini, J., Stüpp, D. R., & Fabre, V. V. (2018). Análise do impacto das variáveis macroeconômicas no desempenho econômico-financeiro das empresas dos setores de Consumo Cíclico e Não Cíclico da BM&FBovespa. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 17(51), 7–22. <https://doi.org/10.16930/2237-7662/rccc.v17n51.2606>
- Pino, F. A. (2014). A questão da não normalidade: uma revisão. *Rev. Economia Agrícola*, 61(2), 17–33.
- Raupp, F. M., & Beuren, I. M. (2006). Metodologia de pesquisa aplicável as ciências sociais. In *Como elaborar trabalhos monográficos em contabilidade: teoria e prática*. (pp. 76–97). Atlas.
- Ross, J. F. (2016). The information content of accounting reports: an information theory perspective. *Information (Switzerland)*, 7(3), 48. <https://doi.org/10.3390/info7030048>
- Saltzman, S. (1967). An econometric model of a firm. *The Review of Economics and Statistics*, 49(3), 332. <https://doi.org/10.2307/1926643>
- Schumpeter, J. A. (1939). *Business Cycle. A theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process*. (1st ed., Vol. 1). McGraw-Hill Books. <http://classiques.uqac.ca/>
- Sekunda, A., Revoredo da Silva, J. R., & Paulo, E. (2020). Olhando um passo adiante: o efeito da informação contábil em variáveis macroeconômicas no Brasil. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 19(0), 3038. <https://doi.org/10.16930/2237-766220203038>
- Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and reality*. *Econometrica*, 48(1), 1. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Stüpp, D. R. (2015). Previsão de insolvência a partir de indicadores contábeis: evidências de empresas listadas na BM&FBovespa nos anos 2004-2013 [Universidade Federal de Santa Catarina]. <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/134789>
- Stüpp, D. R., Flach, L., & Mattos, L. K. de. (2018). Analysis of the impact of adopting international accounting standards in predicting the insolvency of businesses listed on the BM&FBovespa Brazilian stock exchange. *RACE - Revista de Administração, Contabilidade e Economia*, 17(2), 397–422. <https://doi.org/10.18593/race.v17i2.16094>
- Tsay, R. S. (2005). Multivariate time series analysis and its applications. In *Analysis of Financial Time Series* (2nd ed., Vol. 1, pp. 339–404). Wiley-Interscience.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna* (1st ed., Vol. 1). Pioneira Thompson Learning.