

341

Efeito Propagação Impulso-Resposta de Variáveis Macroeconômicas nas Informações Contábeis de Empresas do Brasil

Mestre/MSc. Matheus Vieira da Cunha Ribeiro [ORCID iD¹](#), Doutor/Ph.D. Romina Batista de Lucena de Souza [ORCID iD¹](#), Doutor/Ph.D. Maria Ivanice Vendruscolo [ORCID iD¹](#), Aluno Doutorado/Ph.D. Student Vanessa Noguez Machado [ORCID iD²](#)

¹Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brazil. ²Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, SC, Brazil

Mestre/MSc. Matheus Vieira da Cunha Ribeiro

[0000-0002-4259-7250](#)

Programa de Pós-Graduação/Course
PPGCONT/UFRGS

Doutor/Ph.D. Romina Batista de Lucena de Souza

[0000-0001-8282-262X](#)

Programa de Pós-Graduação/Course
PPGCONT/UFRGS

Doutor/Ph.D. Maria Ivanice Vendruscolo

[0000-0002-2132-5029](#)

Programa de Pós-Graduação/Course
PPGCONT/UFRGS

Aluno Doutorado/Ph.D. Student Vanessa Noguez Machado

[0000-0002-5006-5203](#)

Programa de Pós-Graduação/Course
PPGC/UFSC

Resumo/Abstract

A teoria dos Ciclos Econômicos sustenta que a ocorrência de choques econômicos altera o equilíbrio de agentes econômicos sujeitos ao ambiente macroeconômico. O estudo se propôs a investigar o efeito de propagação de funções impulso-resposta sobre indicadores de solvência, focados no endividamento (Endividamento Total, Cobertura de Juros e Fluxo de Caixa Operacional) de empresas de capital aberto listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3). Foi adotado o modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC) para quatro defasagens, com o uso da ordenação de Cholesky (Lima, 2005) para imputação das quatro variáveis macroeconômicas independentes: Produto Interno Bruto (PIB), Índice de



Inflação (IPCA), Taxa de Câmbio (Dólar) e Taxa de Juros (Selic). O período de análise correspondeu entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2020. Os dados foram tratados por winsorização de 5% e os segmentos foram agregados com base na média ponderada dos setores, destacando a representatividade setorial na amostra de 137 instituições. Os resultados demonstraram que os segmentos possuem comportamento diferente entre si para as mesmas condições econômicas adversas, previsto pelas obras seminais (Burns & Mitchell, 1946; Mitchell, 1927 e Schumpeter (1939)). Observou-se que instituições Não Reguladas apresentam maior volatilidade para o efeito impulso-resposta em comparação as instituições Reguladas. Ambos os segmentos não apresentaram tendência de retorno ao patamar pré impulso, condizente com a literatura de Ciclos Econômicos.

Modalidade/Type

Artigo Científico / Scientific Paper

Área Temática/Research Area

Contabilidade Financeira e Finanças (CFF) / Financial Accounting and Finance



Efeito Propagação Impulso-Resposta de Variáveis Macroeconômicas nas Informações Contábeis de Empresas do Brasil

Resumo

A teoria dos Ciclos Econômicos sustenta que a ocorrência de choques econômicos altera o equilíbrio de agentes econômicos sujeitos ao ambiente macroeconômico. O estudo se propôs a investigar o efeito de propagação de funções impulso-resposta sobre indicadores de solvência, focados no endividamento (Endividamento Total, Cobertura de Juros e Fluxo de Caixa Operacional) de empresas de capital aberto listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3). Foi adotado o modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC) para quatro defasagens, com o uso da ordenação de Cholesky (Lima, 2005) para imputação das quatro variáveis macroeconômicas independentes: Produto Interno Bruto (PIB), Índice de Inflação (IPCA), Taxa de Câmbio (Dólar) e Taxa de Juros (Selic). O período de análise correspondeu entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2020. Os dados foram tratados por winsorização de 5% e os segmentos foram agregados com base na média ponderada dos setores, destacando a representatividade setorial na amostra de 137 instituições. Os resultados demonstraram que os segmentos possuem comportamento diferente entre si para as mesmas condições econômicas adversas, previsto pelas obras seminais (Burns & Mitchell, 1946; Mitchell, 1927 e Schumpeter (1939)). Observou-se que instituições Não Reguladas apresentam maior volatilidade para o efeito impulso-resposta em comparação as instituições Reguladas. Ambos os segmentos não apresentaram tendência de retorno ao patamar pré impulso, condizente com a literatura de Ciclos Econômicos.

Palavras-Chaves: Função Impulso-Resposta; Teoria dos Ciclos Econômicos; Vetor Autoregressivo

1 INTRODUÇÃO

A Teoria do Ciclo Econômico compreende o processo econômico como um ambiente mutável que pode ocasionar turbulências para seus agentes econômicos (instituições) (Pandini, Stüpp & Fabre, 2018) e que a rigor é composto de uma série de eventos únicos, fruto de eventos igualmente únicos e antecedentes (Mitchell, 1971). Como indivíduos, espera-se que empresas reajam de maneira distintas entre si, com respostas dispares aos fenômenos econômicos, respondendo celeremente ou não a alterações circunstanciais do macroambiente (Ross, 2016; Saltzman, 1967). Contudo, como grupos de indivíduos que compartilham características globais e intrínsecas as suas qualidades ambientais, as empresas podem ser divididas entre instituições Reguladas e Não Reguladas, sendo estudadas pelo conjunto setorial ou segmentar no qual estão inseridas. (Burns & Mitchell, 1946; Mitchell, 1927; Pandini et al., 2018).

Tal teoria não considera apenas mudanças provenientes de um único fator macroeconômico, pois, conforme esclarece 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 propagação do choque (resposta), sua persistência e acúmulo 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, Revoredo da Silva & Paulo (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 a nova realidade ambiental. Os estudos de Lima (2005), Mitchell (1927), Pandini et al. (2018) e Schumpeter (1939) corroboram que a estrutura Macro apresenta maior impacto sobre condições Micro, ao ponto da interferência de um choque não se dissipar, mas sim criar uma condição de existência totalmente nova, oriunda do efeito de propagação. Assim surgiu o questionamento: Como o efeito impulso-resposta de variáveis macroeconômicas impacta na estrutura contábil de empresas reguladas e não reguladas do mercado brasileiro?

Para Brito e Assaf Neto (2008), a análise do conjunto de informações contábeis obtidas por meio dos indicadores econômico-financeiros permite investigar as condições patrimoniais, financeiras e econômicas de diferentes instituições sobre diferentes condições econômicas. A presente pesquisa concentra-se em indicadores de solvência, pois segundo Brito e Assaf Neto (2008) e Stüpp (2015) eventos de default não ocorrem subitamente, sendo circunstâncias paulatinas oriundas do acúmulo de impactos econômicos que consequentemente degradam as condições creditícias. Os objetivos limitam-se a analisar como os indicadores de Endividamento Total, sua respectiva Cobertura de Juros e o Fluxo de Caixa Operacional se comportam frente a choques de caráter exógeno e identificar seu impacto no curto e longo prazo, tanto em instituições Reguladas quanto em Não Reguladas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Os ciclos econômicos são estruturas macroeconômicas regulares provenientes das condições de mercado que representam movimentos de expansão e retração da produção agregada. Essa estrutura é alicerce de pesquisas desde a segunda metade do século XIX, sendo, geralmente, observados por dois grupos distintos de estudos. O primeiro observa o ciclo econômico como um processo derivado de circunstâncias exógenas e sem periodicidade definida ou que pelo menos não dependem de movimentos oscilatórios do mercado. O segundo grupo interpreta o ciclo como um 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 surgiu após a segunda guerra que 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). O sistema desenvolvido por Burns e Mitchell (1946) considera que indicadores econômicos associados à produção agregada se movem com as condições econômicas reais, sendo um termômetro da fase do ciclo econômico, dividido entre expansão, recessão, contração e recuperação, conforme o trabalho de Schumpeter (1939).

A teoria econômica clássica não levava em consideração eram as ocorrências de depressões e seus efeitos, pois como destaca Lima (2005), a economia apresenta uma adaptação a circunstâncias favoráveis como baixos índices de desemprego, nas quais oscilações de preços não interferem na demanda. 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 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 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.

Lima (2005) explorou a literatura da Teoria do Ciclo Econômico, suas principais correntes de pensamento e teóricos, além de investigar quais variáveis macroeconômicas apresentam relação anteriores, coincidentes e posteriores ao observado em choques do Produto Interno Bruto (PIB). A pesquisa investigou três modelos comparando a eficiência entre o Modelo de Indicadores Antecedentes, Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída e o Vetor Autorregressivo (VAR). A pesquisa de Lima (2005) identificou o potencial uso de indicadores antecedentes, como proposto por Burns e Mitchell (1946).

Medeiros et al. (2011) investigaram o impacto de variáveis macroeconômicas sobre as principais contas do Balanço Patrimonial e da Demonstração do Resultado da Petrobras S.A. entre 1990 e 2006, todas as variáveis coletadas pelo Economática® consideraram a correção pela inflação do período. O trabalho de Medeiros et al. (2011) adotou a Taxa de Juros (Selic), Risco País, Taxa de Câmbio (US\$ Dólar), 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 (WPI-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.

A pesquisa de Stupp et al. (2018) investigou a capacidade preditiva de solvência por meio de indicadores econômico-financeiros, pré e pós adoção do International Financial Reporting Standards (IFRS). O estudo compreendeu uma amostra de 94 empresas listadas na antiga BM&FBovespa – atual Brasil, Bolsa, Balcão (B3) – entre 2004 e 2013, investigando dois grupos de empresas solventes e insolventes, a capacidade preditiva por meio de Análise Discriminante. O estudo considerou 29 variáveis obtidas a partir de indicadores econômico-financeiros, divididos em grupos representando liquidez, endividamento, estrutura de capital, prazos médios e lucratividade. Os resultados encontrados pelos autores identificaram que o uso de indicadores, provenientes da análise de demonstrativos contábeis, proporciona uma precisão média de 78% para a correta classificação de solvência de empresas listadas antes da adoção do IFRS e uma precisão de 82,1% após a adoção do padrão internacional.

Pandini et al. (2018) investigaram o impacto de variáveis macroeconômicas em empresas dos setores de consumo cíclico e não cíclico sob a luz da Teoria do Ciclo Econômico, 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. A análise foi realizada em 103 empresas listadas na BM&FBovespa (atual B3), sendo 64 de consumo cíclico e 39 do setor não cíclico entre 2008 e 2015. As variáveis econômico-financeiras de desempenho foram concentradas em nove (liquidez corrente, liquidez geral, grau de endividamento, composição do endividamento, margem Earnings Before Interest and Taxes (EBIT), margem líquida, rentabilidade do ativo, rentabilidade do patrimônio líquido e variação da receita operacional líquida) e as variáveis macroeconômicas de desempenho do ciclo econômico foram quatro (inflação (medida pelo IPCA), taxa Selic e taxa de câmbio).

O método empregado foi a Análise de Regressão Canônica que permite a investigação simultânea de dois grupos de variáveis entre dependentes e independentes, não limitando-se a tradicional análise entre um grupo de variáveis independentes e uma variável dependente. O estudo corroborou com as expectativas teóricas (Burns & Mitchell, 1946; Schumpeter, 1939)



ao identificar que empresas de consumo cíclicas são mais afetadas por circunstâncias macroeconômicas, o que contribui para o senso comum que em tempos de crises o consumidor final irá optar por itens de consumo de primeira necessidade.

Sekunda et al. (2020) trataram do 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. Os pesquisadores usaram variáveis agregadas contábeis e macroeconômicas. A metodologia adotada para a composição das variáveis agregadas considerou a média por variável de todas as empresas listadas na B3.

Sekunda et al. (2020) também adotaram indicadores de performance Fluxo de Caixa Operacional, Lucro Líquido, EBIT e Patrimônio Líquido, diferente dessa pesquisa que concentrou seus esforços em indicadores de solvência. As variáveis macroeconômicas adotadas no estudo de Sekunda et al. (2020) são PIB, Taxa de Juros (Selic) e Desemprego, sendo os dados obtidos por meio do Sidra-IBGE (Desemprego) e Ipea-Data. 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.

3 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

3.1 Composição da Amostra

Por meio de uma pesquisa quantitativa, descritiva e documental, analisou-se 413 companhias abertas listadas na B3 em agosto de 2020, sendo excluídas 70 instituições financeiras totalizando 343 empresas populacionais. A amostra foi selecionada pelos critérios: i) contemplar empresas listadas na B3 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. Após as validações totalizou-se 137 instituições que compuseram a amostragem de instituições Reguladas e Não reguladas. O período analisado limitou-se ao terceiro trimestre de 2020 devido a consistência dos dados ter sido interferida pelo impacto da pandemia de COVID-19 o que não condiz com os objetivos do estudo.

3.2 Variáveis da Pesquisa

Os dados de estudo são compostos de: i) 3 (três) variáveis referentes aos principais indicadores econômico-financeiros de solvência no período entre o primeiro trimestre de 2005 ao terceiro trimestre de 2020 (Tabela 1) coletados na base Economatica®. Essas variáveis foram divididas por código com final indicando a que classe de segmento pertence; e ii) 4 (quatro) variáveis macroeconômicas (Tabela 2) obtidas pelo portal IPEA DATA para o período de análise.

Tabela 1
Variáveis econômico-financeiras

Variável	Dotação	Autores
Endividamento total	$End_{Tt} = (\text{Passivo Circulante} + \text{Passivo Não Circulante}) / \text{Ativo Total}$	Beaver (1968); Deakins (1976); Heath (1978); Gutiérrez López e Abad
Cobertura de Juros	$Cobr_{Juros} = \text{EBITDA} / \text{Despesas Financeiras}$	González (2014); Stüpp (2015) Andrade e Lucena (2018) e
Fluxo de Caixa Operacional	$Log_{FCO} = \text{Logaritmo do Fluxo de Caixa Operacional}$	Stüpp, Flach e Mattos (2018)

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, tanto que o primeiro estudo adotou 16 variáveis, enquanto o segundo adotou 29. Beaver (1968) adotou 14 variáveis para seu modelo, ao mesmo tempo Altman (1968) usou apenas 5 indicadores econômico-financeiros para sua pesquisa. Mais recentemente Brito e Assaf Neto (2008) adotaram 25 variáveis, a maioria que também compõem o estudo de Stüpp et al. (2018). 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.

Dessa forma as principais variáveis adotadas para análise de solvência desse estudo, representam a capacidade de endividamento total (End_{Tt}) e de pagamento dos juros de endividamento ($Cobr_{Juros}$), que são determinantes, mas não exclusivos para a capacidade de solvência, pois como destacam Brito e Assaf Neto (2008) o estado de insolvência não representa a total falência da instituição uma vez que essa falência é consequência de um processo prolongado de tomadas de decisões e condições econômicas adversas. O presente estudo não visa analisar esse processo de tomada de decisão, mas sim compreender o impacto que condições econômicas sobre indicadores-chaves para o estado de solvência. Acrescido disso, a pesquisa também adota o Fluxo de Caixa Operacional (Log_{FCO}) pois ele representa as condições de financiamento próprios, importante para o desempenho econômico frente a cenários adversos (Sekunda et al., 2020).

Tabela 2
Variáveis macroeconômicas

Indicadores Macroeconômicos	Dotação da Variável	Referências
Produto Interno Bruto (PIB)	PIB	González e López (2014), Lima
Taxa de Juros (Selic)	Selic	(2005), Medeiros et al. (2011),
Taxa de Inflação (IPCA)	IPCA	Pandini et al. (2018), Sekunda et al.
Taxa de Câmbio (U.S Dólar)	TC_US	(2020) e Stüpp (2015)

Nota. PIB=Produto Interno Bruto, TJ=Taxa de Juros; TC_US=Taxa de Câmbio U.S Dólar.

Burns & Mitchell (1946), Lima (2005) e Mitchell (1927) destacam a importância de um sistema de variáveis macroeconômicas agregadas para o estudo dos ciclos econômicos. As quatro variáveis independentes permitem a análise de cenários econômicos, representando - dentre a literatura apresentada na Tabela 2 – os principais pontos de efeito econômico sobre empresas brasileiras. O PIB é reconhecido como o principal indicador de atividade econômica, a Taxa de Juros responde diretamente sobre os recebíveis e pagáveis, aos empréstimos e financiamentos de instituições. A Taxa de Inflação reflete a perda de capacidade econômica



devido à desvalorização do poder de consumo da moeda, a Taxa de Câmbio determina a desvalorização da moeda local em relação a outras moedas internacionais, impactando diretamente na capacidade de importação e exportação, ao mesmo tempo que afeta ativos e passivos correntes em moedas estrangeiras, adotou-se nessa pesquisa a taxa de Câmbio em relação ao Dólar estadunidense.

A primeira etapa de tratamento dos dados foi a exclusão de dados faltantes. A pesquisa excluiu todos os dados ausentes o que reduziu o intervalo de observação da amostra para o intervalo entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2020. A segunda etapa do tratamento de dados 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 das variáveis independentes - o que permite minimizar o impacto de outliers ao aparar os valores extremos trazendo-os para o intervalo de confiança definido. A terceira etapa foi a elaboração de dados agregados por segmento, tendo sido adotado, conforme a proposta da pesquisa, os segmentos Regulado e Não Regulado. Nessa etapa foi adotada como métrica para agregar os dados a média ponderada por variável de todas as empresas de um segmento, para cada período.

3.3 Vetor Autoregressivo com Correção de Erros (VEC)

O modelo foi elaborado com base na literatura dos ciclos econômicos. Pois, esse estudo busca analisar o impacto que da dinâmica de múltiplas variáveis de arcabouço macroeconômico buscando compreender como os ciclos econômicos impactam 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, como ocorre em modelos de equações simultâneas tradicionais, pois um modelo VAR sem restrições adota todas as variáveis como de ordem endógena (Lima, 2005; Sims, 1980). Isso permite que as variáveis ajam 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, sendo que cada regressão foi determinada pelo mesmo conjunto de variáveis explicativas. 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.

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sendo Z_t contendo todas as n variáveis estimadas no modelo e ε_t o vetor de erros aleatórios.

O modelo de VAR precisa considerar três etapas para a sua elaboração: 1) deve ser definido o número de defasagens mais adequado ao evento observado por meio do modelo VAR. Para a presente pesquisa foi adotado os critérios de Akaike (AIC), Bayesiano de Schwarz (BIC) e de Hannan-Quinn (HQC) o que permitiu identificar que todas as variáveis apresentaram melhor desempenho para quatro defasagens (Lag 4) (Lima, 2005; Sekunda et al., 2020); 2) a estacionariedade que representa a consistência das propriedades econômicas observadas no longo prazo sendo avaliada pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), 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 revelou que o modelo era ajustado para segunda diferença (Baltagi, 2011; Libanio, 2005; Medeiros et al., 2011); e 3) por fim, o modelo deve considerar o processo de cointegração entre as variáveis dependentes que determina 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, deve ser testado o efeito de cointegração por meio do teste de Johansen, o que 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).

Segundo Lima (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. No caso dessa pesquisa, 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 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.

Dessa forma, foi estimado o modelo VAR com correção de erros em quatro defasagens VEC(4) para o intervalo trimestral de 2005:1 a 2020:3 compostos de três variáveis independentes. Lima (2005) adotou um modelo VEC composto de poucas variáveis, evitando a interferência no acúmulo de erros de estimação, o que não conduz uma deterioração na precisão de modelos de previsão. Da mesma forma, que Enders (1995) e Lima (2005), essa pesquisa contribui para a literatura ao verificar a necessidade de manter um número pequenos de variáveis para um modelo VEC assegurando que as características econômicas investigadas nas variáveis serão de fato relacionadas. Desse modo, os sistemas dos modelos VEC observados nessa pesquisa são os seguintes:

$$Y = \sum_{j=i}^p \alpha_{1j} X1_{t-j} + \sum_{j=i}^p \beta_{1j} X2_{t-j} + \sum_{j=i}^p \gamma_{1j} X3_{t-j} + \sum_{j=i}^p \delta_{1j} X4_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

Sendo as variáveis apresentadas respectivamente: Y=Indicador de Solvência; X1=PIB; X2=TJ; X3=IPCA; X4=TC_US; μ =Erro de estimativa para o período t; t=período de observação; j=defasagem adotada. Em que α , β , γ e δ são os parâmetros de estimação, p é o número de defasagens; e, μ é o termo de erros aleatórios dos sistemas.

Como será evidenciado a seguir, 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. Essa pesquisa adotou o método de correção de erros para o modelo, pois segundo Lima (2005) e Tsay (2005) ao realizar a diferença das variáveis, propriedades importantes das variáveis são perdidas dentro do sistema, uma vez que este é tratado como $\hat{a}_t = y_t - \hat{\beta} x_t$, sendo I(0), assumimos y_t e x_t como sendo interligados no tempo, apresentando uma relação de equilíbrio no longo prazo coincidente aos objetivos do estudo.

3.4 Causalidade De Granger

Foi aplicado o Teste de Causalidade de Granger para identificar a escala de exogeniedade das variáveis independentes. Segundo Lima (2005), este teste permite identificar a melhor ordenação de especificação do modelo VAR, com base no efeito de exogeniedade, na

qual a variável mais exógena precede a menos exógena. Lembrando que o modelo VAR não necessita identificar previamente quais variáveis são exógenas, como em outros modelos de séries temporais, pois nas propriedades do modelo VAR já se considera a integração de variáveis exógenas (Sims, 1980). Ao mesmo tempo, Costa (2020) sinaliza o uso dos testes X^2 e F para métrica de causalidade de Granger com o objetivo de excluir variáveis que não apresentam Granger-Causa. Contudo, a decomposição da variância e da função impulso-resposta que, segue a ordenação de Cholesky, melhor integra o modelo VAR seguindo uma ordenação com base na exogenidade obtida pelo teste Granger-Causa sem a necessidade de exclusão de variáveis (Baltagi, 2011; Lima, 2005; Medeiros et al., 2011).

O teste pode ser elaborado para cada equação multivariada do modelo VAR, obtendo-se a significância para cada variável endógena e suas defasagens. Essa pesquisa optou pela estatística conjunta de todas as variáveis endógenas (Lima, 2005). Logo, o teste de Granger-Causa adotado foi o Teste-F com nível de significância 5%, o qual para ser considerado uma relação X Granger-Causa Y o p-valor deve ser inferior ao adotado. Lembrando que o teste de Causalidade de Granger foi adotado única e 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, conforme evidenciado na Tabela 3.

Tabela 3
Teste de Causalidade de Granger

Regulado	Teste F	F	p-valor	Ordem	Não Regulado	Teste F	F	p-valor	Ordem
<i>Log_End_Tt_Reg</i>					<i>Log_End_Tt_Nreg</i>				
Log_PIB_P_Merc	F(4,38)	0,1463	[0,9635]	4	Log_PIB_P_Merc	F(4,38)	0,3147	[0,8664]	4
Log_IPCA_93	F(4,38)	15,900	[0,1968]	1	Log_IPCA_93	F(4,38)	15,588	[0,2051]	1
Log_TXC_N	F(4,38)	0,4309	[0,7854]	3	Log_TXC_N	F(4,38)	12432	[0,3092]	3
Log_Selic_Acc_Mes	F(4,38)	0,4599	[0,7646]	2	Log_Selic_Acc_Mes	F(4,38)	13050	[0,2855]	2
<i>Log_Cobr_Juros_Reg</i>					<i>Log_Cobr_Juros_NReg</i>				
Log_PIB_P_Merc	F(4,38)	15,715	[0,2017]	3	Log_PIB_P_Merc	F(4,38)	0,1718	[0,9515]	4
Log_IPCA_93	F(4,38)	17,696	[0,1551]	2	Log_IPCA_93	F(4,38)	0,4014	[0,8064]	2
Log_TXC_N	F(4,38)	0,7131	[0,5882]	4	Log_TXC_N	F(4,38)	17409	[0,1612]	1
Log_Selic_Acc_Mes	F(4,38)	22,059	[0,0867]	1	Log_Selic_Acc_Mes	F(4,38)	0,306	[0,8721]	3
<i>Log_FCO_Reg</i>					<i>Log_FCO_NReg</i>				
Log_PIB_P_Merc	F(4,38)	1,074	[0,3828]	3	Log_PIB_P_Merc	F(4,38)	25,767	[0,0529]	2
Log_IPCA_93	F(4,38)	22,574	[0,0809]	1	Log_IPCA_93	F(4,38)	21,778	[0,0900]	4
Log_TXC_N	F(4,38)	1,846	[0,1401]	2	Log_TXC_N	F(4,38)	40,499	[0,0078]	1
Log_Selic_Acc_Mes	F(4,38)	0,6215	[0,6500]	4	Log_Selic_Acc_Mes	F(4,38)	0,4102	[0,8002]	3

Nota. Fonte: Elaboração própria (2022).

A ordenação de Cholesky (Tabela 3) 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, sendo a diferença para identificar intervalos cujo zero não seja significativo, como observado na seção de análise dos dados. 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, ao observar os resultados do teste F identifica-se poucas ocorrências como a variável mais exógena do sistema. A adoção da ordenação de Cholesky impacta significativamente nos resultados e suas interpretações. O trabalho de Sekunda et al. (2020) não considerou a ordenação - apesar de não



ter realizado testes de exogeneidade - o que impactou significativamente nos resultados apresentados pelos autores e nas diferenças obtidas entre as pesquisas.

4 ANÁLISE DOS DADOS

A análise dos dados foi realizada conforme o segmento e as variáveis dependentes frente aos choques macroeconômicos por meio da função impulso-resposta, assim como, o efeito das variáveis independentes nos sistemas analisados exposto pela decomposição das variâncias que possibilita a análise de efeito no longo prazo entre a ordem de exogeneidade e a variável com maior efeito de decomposição.

A Figura 1 apresenta o resultado de um choque na proporção de um desvio padrão do PIB sobre o Endividamento Total para ambos os segmentos analisados. O impulso ocasiona 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 condiz com o trabalho de Mitchell (1927) onde ele afirma a importância de verificar-se 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, ainda que passados 30 trimestres, cerca de sete anos, perceba-se um retorno aos patamares, pré-choque exógeno, 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, passados sete anos e meio os efeitos de um choque no PIB ainda são perceptivos na capacidade de endividamento de instituições reguladas 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%.

O trabalho de Medeiros et al. (2011) também identificou essas perturbações no estado de equilíbrio das variáveis, refletindo um novo estado de realidade econômica após choques macroeconômicos, sugerindo que a previsão de Mitchell (1927) e Schumpeter (1939), a cerca que as variáveis contábeis, está apropriada aos dados dessa pesquisa. Outra pesquisa que corrobora para essa observação é a de Sekunda et al. (2020) que tiveram achados opostos, mas que apresentam o mesmo tipo de significância. Sekunda et al. (2020) tratou a relação inversa do explorado nessa pesquisa, sendo a observação em relação ao impacto que indicadores contábeis apresentam sobre fatores macroeconômicos. 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, o que de fato observa-se em suas análises, 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.

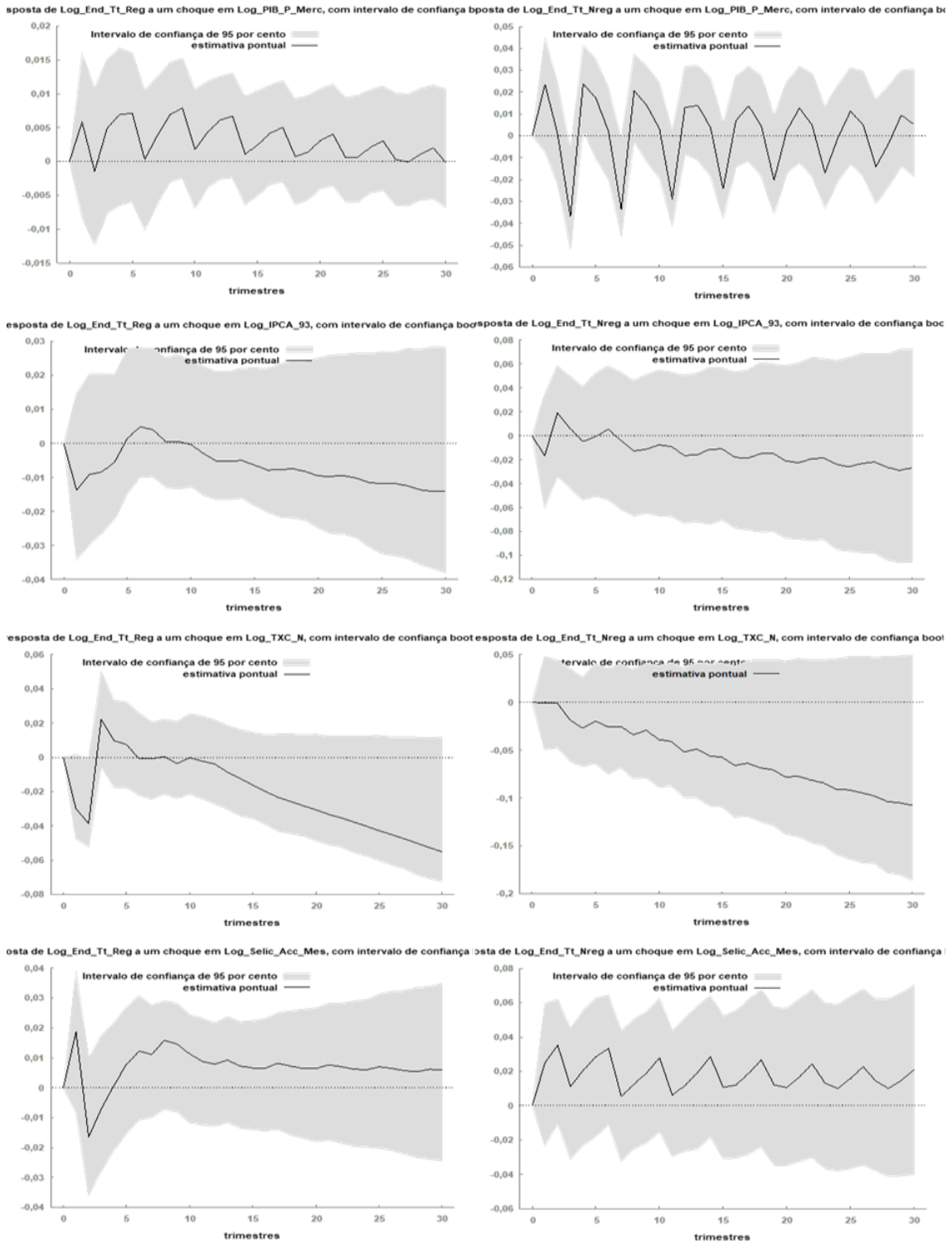


Figura 1. Gráfico Impulso-Resposta do Endividamento Total

A Figura 2 apresenta o resultado do impulso-resposta de choques sobre a cobertura de juros de instituições reguladas. No primeiro, segundo e terceiro gráfico são apresentados os choques para o PIB, Inflação e Taxa de Câmbio, respectivamente. Nenhum dos três apresentou intervalo de significância, ou seja, não apresentaram intervalos 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.

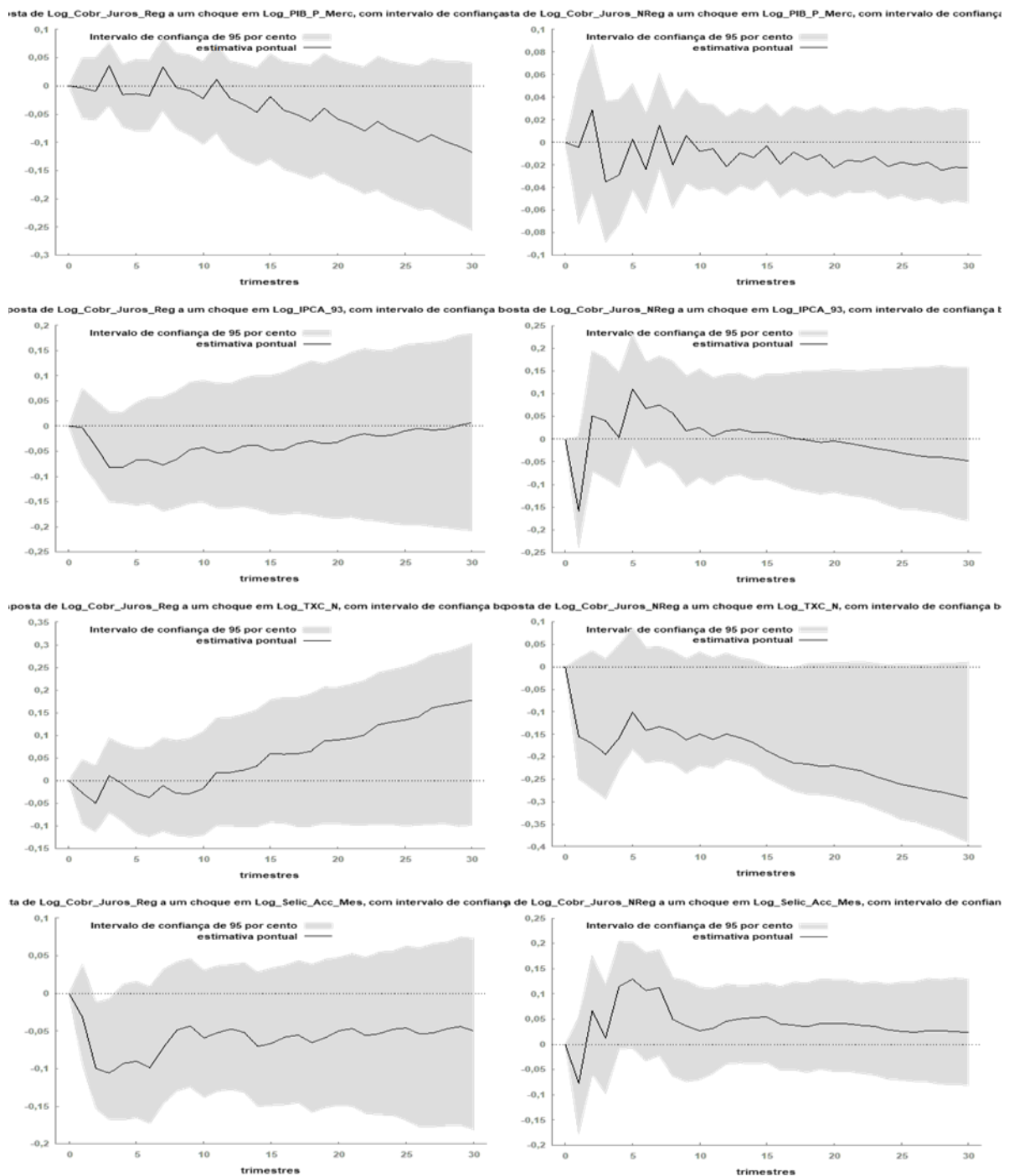


Figura 2. Gráfico Impulso-Resposta da Cobertura de Juros



Ainda que nenhuma figura apresente significância estatística, economicamente as respostas dos choques sugerem novamente uma interferência de longo prazo alterando a ordem do estado econômico original. Todos 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 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 o que é corroborado com a pesquisa de Medeiros et al. (2011) que também verificou impacto significativamente persistente ao longo do tempo. Novamente, isso corrobora com o estudo de 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, 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 corromper a qualidade da informação contábil, dessa forma, mesmo em um cenário de estresse, as informações foram relevantes e persistentes.

Já no que tange à Figura 3, que apresenta o Gráfico Impulso-Resposta do Fluxo de Caixa Operacional, denota as condições de caixa de empresas operarem suas atividades diárias incluindo a capacidade de pagamento de endividamento. No escopo de variáveis observadas nesse estudo, o fluxo de caixa operacional foi o que apresentou comportamento mais significativo para o modelo de quatro defasagens. 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 observada no quinto período. A significância é novamente observada entre o sexto e oitavo período. (Brito & Assaf Neto, 2008; Sekunda et al., 2020).

A significância pode ser observada no impulso-resposta da taxa de câmbio entre o momento do choque até o segundo período. Contudo, o processo não se repete no decorrer das observações, o que indica que o PIB tem um forte impacto na capacidade operacional do segmento regulado. O estudo de Lima (2005) sugere o PIB como principal indicador do ciclo econômico, dessa forma espera-se que ele seja o principal a promover impacto em análises

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

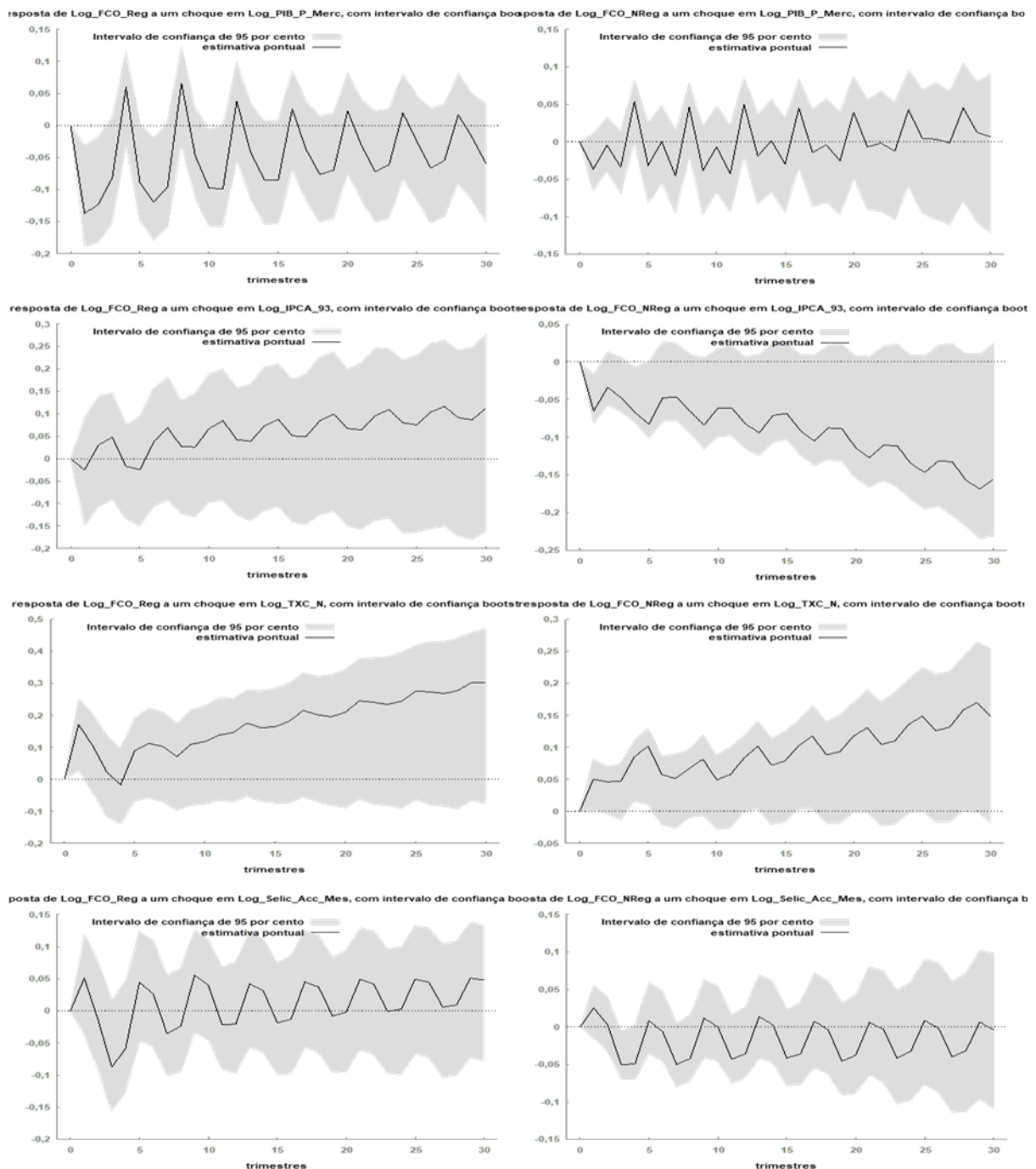


Figura 3. Gráfico Impulso-Resposta do Fluxo de Caixa Operacional

O Fluxo de Caixa Operacional de instituições Não Reguladas apresenta um comportamento altamente periódico sendo significativamente estatístico. Tanto a Taxa de Câmbio quanto a Inflação são economicamente significativas, apresentando um aumento de aproximadamente 15% e uma redução de -15% após 31, respectivamente, 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 tende a retornar ao patamar original. Uma característica que só foi observada em outras variáveis também pelo PIB.

O choque na Inflação é estatisticamente significativo entre o choque e o terceiro período e novamente entre o quarto e sexto período. Coincidente a taxa de Câmbio apresentou significância estatística entre o choque e segundo período, novamente entre o quarto e sexto período, nesse segundo, sendo muito mais significativo. Os efeitos de significância estatística são observados novamente e múltiplos períodos de dois trimestres de intervalo. Novamente em concordância aos achados de Medeiros et al. (2011) as análises revelaram que os modelos identificam um efeito de longo prazo se perpetuando nas variáveis contábeis, após um choque exógeno.

Tabela 4

Efeito de propagação de longo prazo em instituições reguladas

Período	Erro Padrão	Log_FCO_Reg	Log_IPCA_93	Log_TXC_N	Log_PIB_P_Merc	Log_Selic_Acc_Mes
1	0,400023	100	0	0	0	0
2	0,486154	782,671	0,268	123,977	79,732	10,941
3	0,53041	719,646	0,5545	144,193	120,765	0,985
4	0,555755	68,906	12,448	133,153	131,704	33,636
5	0,610676	722,108	11,116	111,069	118,656	37,051
6	0,639776	701,481	11,611	12,092	127,399	38,588
7	0,67498	668,125	13,495	136,317	145,835	36,228
8	0,710895	649,733	21,598	143,926	149,623	3,512
9	0,750567	666,798	20,649	138,088	141,968	32,497
10	0,772664	655,206	20,621	150,544	13,775	35,879
11	0,800072	632,144	26,301	162,173	143,426	35,956
12	0,839902	614,347	34,032	17,438	14,398	33,261
13	0,881318	617,301	3,323	186,112	132,608	30,749
14	0,909415	597,076	33,017	212,176	126,691	3,104
15	0,935647	574,081	37,321	230,211	127,964	30,423
16	0,970223	558,801	42,835	242,995	126,706	28,663
17	100,919	556,502	42,125	25,696	117,762	2,665
18	104,202	535,747	41,766	283,865	111,741	26,882
19	107,198	513,118	4,571	303,904	110,666	26,603
20	110,565	498,804	51,079	31,706	108,001	25,056
21	114,326	493,644	51,221	330,284	101,414	23,438
22	117,898	475,036	51,116	354,008	96,054	23,785
23	121,337	453,897	54,496	373,744	94,215	23,649
24	124,929	439,678	59,044	38,768	91,289	22,309
25	128,749	432,251	59,446	40,111	86,182	2,101
26	132,515	415,974	59,345	421,764	8,17	21,217
27	136,234	397,632	61,955	43,957	79,695	21,148
28	14,003	384,601	65,566	452,829	7,697	20,035
29	14,398	376,494	66,039	465,541	72,936	1,899
30	147,937	36,25	65,986	483,103	69,243	19,168
31	151,869	347,029	6,811	498,412	67,251	19,199

Nota. Os valores correspondem à decomposição da variância do Fluxo de Caixa Operacional de Reguladas.

A decomposição da variância deixa evidente o efeito que a Taxa de Câmbio possui sobre a condição de financiamento operacional das instituições reguladas, exploradas nesse estudo. O efeito da Taxa de Câmbio supera o efeito endógeno do Fluxo e Caixa Operacional a

partir do 26 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 o efeito da decomposição da variância (Figura 3), onde o segundo choque – no quarto período – torna-se irreversível e crescente a taxas superiores a 25%. Em comparação as demais variáveis que não superam 7% a Taxa de Câmbio possui um efeito significativo e condizente com as proposições de Mitchell (1927), Schumpeter (1939).

Tabela 5

Efeito de propagação de longo prazo em instituições não reguladas

Período	Erro Padrão	FCO_NReg	TXC_N	PIB_P_Merc	Selic_Acc_Mes	IPCA
1	0,140575	100	0	0	0	0
2	0,168963	695,729	87742	46,699	22,315	147,514
3	0,178633	623,817	145609	42,434	20,296	167844
4	0,200518	499,124	170,006	62,092	79,681	189,096
5	0,264109	466,202	202,755	77,136	80,281	173,627
6	0,296734	369,369	278,888	72,399	64,362	214,982
7	0,306103	347,306	297,654	68,036	6,09	226,103
8	0,32328	325,351	291,903	80,928	78,283	223,534
9	0,364436	373,385	263,459	79,812	74,937	208,407
10	0,385325	336,718	280,525	8,117	6,795	233,637
11	0,393482	323,586	284,812	7,814	65,162	24,83
12	0,409365	311,342	282,901	83,031	71,237	251,489
13	0,445519	330,867	273,786	8,256	66,597	246,191
14	0,467784	302,515	295,944	76,533	61,279	263,729
15	0,478745	289,386	30,533	73,077	58,538	273,669
16	0,495976	282,923	309,863	71,744	6,149	27,398
17	0,532289	298,518	306,692	69,498	5,798	267,311
18	0,55692	278,214	324,893	64,142	53,164	279,588
19	0,571323	266,639	332,694	60,999	50,561	289,108
20	0,592897	264,141	333,775	58,469	52,859	290,757
21	0,631484	27,641	329,184	55,442	50,142	288,822
22	0,659775	260,488	340,962	50,902	46,019	30,163
23	0,678206	249,679	346,476	4,818	43,572	312,094
24	0,70286	248,272	346,996	45,182	44,063	315,487
25	0,743188	255,968	343,851	4,373	4,13	315,151
26	0,775024	243,004	353,078	40,245	38102	325,571
27	0,797664	233,188	358,328	38,011	35,974	334,498
28	0,826496	232,335	359,185	35,408	35,843	337,229
29	0,870121	237,725	357,236	34,642	33,649	336,748
30	0,906373	227426	36,437	32,118	31,064	345,022
31	0,933837	218,987	368,624	30,306	29,281	352,802

Nota. Os valores correspondem à decomposição da variância Fluxo de Caixa Operacional de Não Reguladas

Quando observado o efeito da decomposição da variância em instituições não reguladas o cenário muda consideravelmente em relação ao observado nas instituições reguladas, 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 segmento não regulado sofre impactos significativos de choques oriundos da Inflação, 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 15 período, contudo, a Inflação é inicialmente superior, identificando que já no choque ela perverte as condições econômicas das instituições não reguladas. O estudo de Pandini et al. (2018) demonstra esse efeito nos



setores de consumo cíclico e não cíclico que representam 18,88% e 6,35% da amostra explorada respectivamente. Em estudo futuro será apresentado o impacto setorial, não obstante, por enquanto 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 da Figura 3, incluindo dado a significância estatística observada no gráfico do efeito do IPCA e Taxa de Câmbio. Novamente o efeito de longo prazo é observado em concordância aos pressupostos de Mitchell (1927) e Schumpeter (1939) e vão em direção oposta as 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 nessa 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) e Stüpp, (2015) destacam o estado de insolvência como derivado do acúmulo de circunstâncias, cuja origem advém do endividamento das instituições.

Nesse contexto, compreender como a estrutura macroeconômica impacta nas condições do endividamento e se essa estrutura é impactada distintamente variando as suas características de divulgação, de origem Voluntária, como em instituições Não Reguladas, ou Não Voluntárias, no caso de instituições Reguladas, é de suma importância para a compreensão da natureza Contábil Econômica de um determinado nicho mercadológico. Mitchell (1927) afirmava que as características setoriais impactam nas estruturas financeiras de empresas de uma mesma natureza econômica, pois estas estão inseridas em um ambiente que não distingue suas características próprias, mas sim entre aquelas que apresentam mais ou menos credibilidade frente às forças de mercado.

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

Ainda contribuindo com os achados destaca-se a pesquisa de Medeiros et al. (2011) que - mesmo analisando apenas a natureza contábil-econômica da Petrobrás S.A. – identificou 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).

A pesquisa adotou a ordenação de Cholesky, como evidenciado anteriormente, diferente de outras pesquisas, cujo principal ponto de estudo foi o impacto de choques macroeconômicos sobre variáveis contábeis. A pesquisa de Sekunda et al (2020), por exemplo, observou o efeito de indicadores de rentabilidade sobre condições macroeconômicas, distinto da perspectiva adotada nessa pesquisa. Os autores também 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 as próprias variáveis macroeconômicas. Apesar das pesquisas analisarem perspectivas abalizadas 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 por variáveis macroeconômicas agregadas. 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

O objetivo principal da pesquisa foi buscar responder como o efeito impulso-resposta de variáveis macroeconômicas impactam sob os indicadores de solvência. As análises corresponderam aos indicadores de Endividamento Total, Cobertura de Juros e Fluxo de Caixa Operacional de empresas brasileiras listadas na B3 entre o primeiro trimestre de 2005 e o terceiro trimestre de 2020, sendo coletados de modo a representar o valor agregado por meio da média ponderada entre os setores que compõem os segmentos objetos de análise. As variáveis macroeconômicas representaram o escopo de variáveis independentes que geram cenários distintos por meio de impulsos, ocasionados em perturbações que variaram entre flutuações de quatro defasagens a frente do momento do choque.

A presente pesquisa assume segundo Burns e Mitchell (1946), Mitchell (1927) e Schumpeter (1939) que 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, tal como Sekunda et al. (2020) propõem-se ao analisar o efeito de variáveis contábeis-financeiras sobre variáveis macroeconômicas. Os resultados da pesquisa demonstraram-se mais próximos dos resultados obtidos por Medeiros et al. (2011) no qual as variáveis apresentaram memória de longo prazo aos eventos de ordem econômica, estando de acordo com o corolário de Burns e Mitchell (1946), Mitchell (1927), Mitchell (1971) e Schumpeter (1939).

Os resultados demonstraram que instituições com características de divulgação Voluntárias (Não Reguladas) estão mais sujeitas à volatilidade oriunda das propagações de choques exógenos, ainda que tenham apresentado maior robustez nas informações. Instituições com características de divulgação Não Voluntárias (Reguladas) apresentaram menor volatilidade e uma condição de retorno ao equilíbrio com resposta mais rápida do que as de Voluntárias. As mesmas características foram encontradas nos estudos de Medeiros et al. (2011) e Pandini et al. (2018).

Diferentemente do observado por Sekunda et al. (2020), que investigou sobre uma abordagem Granger-Causa do impacto dos indicadores contábeis-financeiros sobre os indicadores macroeconômicos agregados, essa pesquisa não identificou um retorno ao ponto de origem pré-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. Em pesquisas futuras recomenda-se compreender os efeitos de sinalização bidirecional entre o impulso primário macroeconômico a resposta dos indivíduos – demonstrando seu comprometimento as novas condições econômicas - e o novo impulso de ajuste macroeconômico, permitindo identificar se os impulsos se detratam com o tempo.



Assim, conclui-se que indicadores de solvência apresentam comportamento distinto quando comparados segmentos com característica de divulgação conceitualmente particulares. Os segmentos Regulado e Não Regulado apresentam efeitos semelhantes na estrutura de solvência (analisada pela variável Endividamento Total) ainda que algumas vezes com sinal contrário proveniente das mesmas variáveis macroeconômicas, o que pode sinalizar uma característica da realidade brasileira atrelada tanto à dependência do dólar, quanto da regulação das Taxa de Juros e de Inflação. O PIB apresentou comportamento estatisticamente significativo em quase todas as análises, com destaque para o comportamento observado na 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 as mesmas condições observadas antes do choque, conforme corroborado pela literatura explorada, em especial por Burns e 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 as 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.

REFERENCIAL

- 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
- Beaver, W. H. (1968). Alternative Accounting Measures as Predictors of Failure. *The Accounting Review*, 43(1), 113–122. <http://www.jstor.com/stable/244122>
- 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>
- Costa, H. C. (2020). RPubs - Cointegração e Vetor de Correção de Erros (VEC). RPubs. <https://rpubs.com/hudsonchavs/vec>
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition. Wiley (1st ed., Vol. 1). Wiley.
- González, J. A., & López, C. G. (2014). Evaluación de la solvencia bancaria: Un modelo basado en las pruebas de resistencia de la banca española Banking Solvency Assessment: A Model Based on the Spanish Stress Test. *Estudios de Economía Aplicada*, 32(2), 593–616. www.revista-eea.net

- 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 repositório.ufmg.br. 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 Economics Research. <https://www.nber.org/books-and-chapters/business-cycles-problem-and-its-setting>
- 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>
- 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.