

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS
CURSO DE MESTRADO ACADÊMICO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

JOSÉ RICARDO REFORÊDO DA SILVA

**INFORMAÇÕES CONTÁBEIS E ATIVIDADE ECONÔMICA: A RELAÇÃO ENTRE
O DESEMPENHO DAS FIRMAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL**

JOÃO PESSOA - PB

2019

JOSÉ RICARDO REFORÊDO DA SILVA

**INFORMAÇÕES CONTÁBEIS E ATIVIDADE ECONÔMICA: A RELAÇÃO ENTRE
O DESEMPENHO DAS FIRMAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Linha de Pesquisa: Usuários Externos

Orientador: Prof. Dr. Edilson Paulo

João Pessoa - PB

2019

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

S586i Silva, José Ricardo Revorêdo da.

Informações contábeis e atividade econômica: a relação entre o desempenho das firmas e crescimento econômico do Brasil / José Ricardo Revorêdo da Silva. - João Pessoa, 2019.
89 f. : il.

Orientação: Edilson Paulo.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Indicadores contábeis. 2. Produto Interno Bruto. 3. Crescimento Econômico. 4. Ciclos Econômicos. I. Paulo, Edilson. II. Título.

UFPB/BC

JOSÉ RICARDO REFORÊDO DA SILVA

**INFORMAÇÕES CONTÁBEIS E ATIVIDADE ECONÔMICA: A RELAÇÃO ENTRE
O DESEMPENHO DAS FIRMAS E O CRESCIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Aprovada em: 21/02/2018

COMISSÃO AVALIADORA:



Prof. Dr. Edilson Paulo
Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade da UFRGS
(Presidente da Banca)



Prof. Dr. Luiz Felipe de Araújo Pontes Girão
Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UFPB
Examinador Membro Interno

Prof. Dr. Renato Henrique Gurgel Mota
Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UFRN
Examinador Membro Externo

*“Sometimes in life you don't always feel like a winner,
but that doesn't mean you're not a winner.”*

Stefani Joanne Angelina Germanotta

AGRADECIMENTOS

Agradeço inicialmente aos professores do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UFPB, por todos os ensinamentos nas disciplinas em todo o período do mestrado, proporcionando o desenvolvimento desta dissertação.

Agradeço também aos professores Dr. Luiz Felipe de Araújo Pontes Girão e Dr. Renato Henrique Gurgel Mota pelas sugestões e contribuições que permitiram o aprimoramento deste estudo e, principalmente, ao meu orientador, Dr. Edilson Paulo, que, ao me sugerir o tema, me possibilitou aprender e desenvolver meus conhecimentos não apenas nas Ciências Contábeis como nas Ciências Econômicas.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo suporte financeiro ao longo de todo o mestrado e também ao Instituto de Desenvolvimento da Paraíba (IDEP-UFPB).

Agradeço as amizades construídas nesses últimos dois anos, em especial à Aluska Ramos e Kamilla Barreto, não apenas pelas parcerias e debates em aula, mas também pelas conversas e risadas nas corriqueiras viagens.

RESUMO

O crescimento econômico a partir da visão de Keynes enfatiza que a dinâmica macroeconômica, que envolve as óticas do investimento, emprego e produção, está respaldada nas expectativas dos agentes envolvidos (as empresas), e os resultados desta são decorrentes do produto dos movimentos dos agentes de maneira concomitante (KEYNES, 1936). Nesse sentido, torna-se razoável inferir que as decisões tomadas a nível empresa, baseadas nas informações contábeis, podem ser relevantes na análise de medidas macroeconômicas. Assim sendo, este estudo tem por objetivo geral analisar a relação entre a informação contábil representada pelos indicadores contábeis das firmas e o crescimento econômico do Brasil nas diferentes fases dos ciclos econômicos – expansão, recessão, contração e recuperação. A amostra foi composta por 218 empresas não-financeiras listadas na B3 S/A Brasil Bolsa Balcão no período de 1999 a 2017. Foram estimados sete modelos com os índices de rentabilidade, liquidez e endividamento e o crescimento econômico foi representado pelo Produto Interno Bruto (PIB) Real. Duas hipóteses de pesquisa foram definidas, a primeira afirma que as informações contábeis influenciam a dinâmica macroeconômica (H1) e a segunda prediz que o ambiente econômico impacta a relação entre a informação contábil e o crescimento econômico (H2). Através das ferramentas de análise da modelagem de vetor autorregressivo (VAR): função impulso-resposta e decomposição da variância do erro de previsão, os achados iniciais, de maneira geral, apontaram a influência das variáveis contábeis no relacionamento com $\Delta\%$ PIB Real, isto é, estas medidas foram capazes de produzir informações oportunas sobre a atividade econômica real, assim a primeira hipótese de pesquisa apresentada neste estudo não pode ser rejeitada. No que se refere aos ciclos econômicos, em geral, os resultados demonstraram um efeito similar para os sete modelos analisados. Nas fases de expansão e recuperação, o movimento da $\Delta\%$ PIB Real é explicado por choques das variáveis contábeis de maneira crescente, enquanto que nos períodos de recessão e contração, a relação foi decrescente para a maioria dos modelos. Dessa maneira, a segunda hipótese de pesquisa também não foi rejeitada, ao verificar que os ciclos econômicos têm influência sobre o relacionamento entre as informações contábeis e a dinâmica macroeconômica. As evidências encontradas permitem destacar que a análise de indicadores contábeis é uma ferramenta relevante no fornecimento de informações oportunas sobre a dinâmica macroeconômica, principalmente no que se refere ao crescimento do PIB real e que esse relacionamento sofre influência dos ciclos econômicos. Estes achados corroboram a perspectiva keynesiana do crescimento econômico, e também com as recentes pesquisas que tratam da análise das demonstrações financeiras quanto à utilidade e relevância a respeito da atividade econômica real.

Palavras-chave: Indicadores contábeis. Produto Interno Bruto. Crescimento Econômico. Ciclos Econômicos.

ABSTRACT

Economic growth based on Keynes's view emphasizes that the macroeconomic dynamics, which involves the optics of investment, employment and production, is supported by the expectations of the agents involved (the firms), and the results of this are due to the product of the movements of the agents concomitantly (Keynes, 1936). In this way, it is reasonable to infer that decisions taken at the company level, based on accounting information, may be relevant in the analysis of macroeconomic measures. Therefore, this study has as general objective to analyze the relationship between the accounting information represented by the accounting indicators of the firms and the economic growth of Brazil in the different phases of the business cycles - expansion, recession, contraction and recovery. The sample consisted of 218 non-financial companies listed in B3 S/A Brasil Bolsa Balcão in the period from 1999 to 2017. Seven models were estimated with the indices of profitability, liquidity and indebtedness and economic growth was represented by the Real Gross Domestic Product (GDP). Two hypotheses were defined: the first states that accounting information influences macroeconomic dynamics (H1) and the second predicts that the economic environment impacts the relationship between accounting information and economic growth (H2). Through the autoregressive vector (VAR) modeling analysis tools: impulse response function and forecast-error variance decompositions, the initial findings generally pointed to the influence of accounting variables on the relationship with $\Delta\%$ Real GDP, that is, these measures were able to produce timely information about real economic activity, so the first hypothesis of research presented in this study can not be rejected. In terms of business cycles, the results generally showed a similar effect for the seven models analyzed. In the expansion and recovery phases, the movement of $\Delta\%$ Real GDP is explained by increasing accounting shocks, while in the periods of recession and contraction the relation was decreasing for most models. In this way, the second hypothesis of research was also not rejected, when verifying that the business cycles have influence on the relationship between the accounting information and the macroeconomic dynamics. The evidence suggests that the analysis of accounting indicators is a relevant tool in providing timely information on macroeconomic dynamics, especially regarding real GDP growth and that this relationship is influenced by business cycles. These findings corroborate the Keynesian perspective of economic growth, and also with the recent research that deals with the analysis of the financial statements as to the usefulness and relevance regarding the real economic activity.

Keywords: Accounting indicators. Gross Domestic Product. Economic growth. Business Cycles.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Fases de um ciclo econômico pela metodologia de Schumpeter (1939)	36
Figura 2 – Picos e Vales na Economia Brasileira (1999 – 2017).....	41
Figura 3 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 1	46
Figura 4 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 2	48
Figura 5 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 3	50
Figura 6 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 4	53
Figura 7 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 5	57
Figura 8 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 6	60
Figura 9 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 7	64

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Indicadores econômico-financeiros.....	33
Quadro 2 – Modelos estabelecidos.....	35

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Divisão da amostra conforme ciclos econômicos de Schumpeter (1939)	42
Tabela 2 – Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR.....	44
Tabela 3 – Decomposição da variância para o Modelo 1	47
Tabela 4 – Decomposição da variância para o Modelo 2	49
Tabela 5 – Decomposição da variância para o Modelo 3	51
Tabela 6 – Decomposição da variância para o Modelo 4	54
Tabela 7 – Decomposição da variância para o Modelo 5	58
Tabela 8 – Decomposição da variância para o Modelo 6	61
Tabela 9 – Decomposição da variância para o Modelo 7	65

LISTAS ABREVIATURAS E SIGLAS

AC	Ativo Circulante
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AIC	<i>Akaike information criterion</i>
ALAV	Alavancagem
AOL	Ativo Operacional Líquido Médio
AT	Ativo Total
BIC	<i>Bayesian information criterion</i>
CCL	Capital Circulante Líquido
CE	Composição do Endividamento
CPC	Comitê de Pronunciamentos Contábeis
CT	Capital Tangível
EBITDA	<i>Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization</i>
EG	Endividamento Geral
FEVDs	<i>Forecast-Error Variance Decompositions</i>
GA	Giro do Ativo
GIPL	Grau de Imobilização do Patrimônio Líquido
HQ	<i>Hannan-Quinn</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICJ	Índice de Cobertura de Juros
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
IRF	<i>Impulse Response Function</i>
IRNC	Imobilização dos Recursos Não Correntes
KPSS	<i>Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin</i>
LAJIR	Lucros antes de juros, impostos, depreciação e amortização
LC	Liquidez Corrente
LG	Liquidez Geral
LI	Liquidez Imediata
LO	Lucro Operacional
LOAD	Lucro Operacional Antes da Depreciação
LODD	Lucro Operacional Depois da Depreciação
LL	Lucro Líquido
LS	Liquidez Seca
MB	Margem Bruta
ML	Margem Líquida
MO	Margem Operacional
NBER	<i>National Bureau of Economic Analysis</i>
PC	Passivo Circulante
PCT	Participação de Capital de Terceiros
PDE	Princípio da Demanda Efetiva
PIB	Produto Interno Bruto
PL	Patrimônio Líquido
PP	<i>Phillips-Perron</i>

RNOA	Retorno sobre o Ativo pelo método Dupont
ROA	Retorno sobre o Ativo
ROE	Retorno sobre o Patrimônio Líquido
SCN	Sistema de Contas Nacionais
TR	Trimestre
VAR	Vetores Autorregressivos

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	15
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO DO TEMA	15
1.2 PROBLEMA DE PESQUISA.....	17
1.3 OBJETIVOS DE PESQUISA	18
1.3.1 Objetivo geral	18
1.3.2 Objetivos específicos.....	18
1.4 JUSTIFICATIVA	18
2 REFERENCIAL TEÓRICO	21
2.1 CRESCIMENTO ECONÔMICO.....	21
2.1.1 Teoria Geral de Keynes (1936)	21
2.2 CONTABILIDADE E MACROECONOMIA.....	23
2.2.1 Informação contábil e o Produto Interno Bruto (PIB)	23
2.2.2 Ciclos econômicos e informações contábeis.....	25
2.3 HIPÓTESES DE PESQUISA	29
3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	31
3.1 TIPOLOGIA DA PESQUISA.....	31
3.2 COMPOSIÇÃO DA AMOSTRA E COLETA DE DADOS.....	31
3.3 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS CONTÁBEIS E MODELOS	32
3.4 CLASSIFICAÇÃO DOS CICLOS ECONÔMICOS	35
3.5 MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)	37
3.5.1 Estacionariedade	39
4 ANÁLISE DOS DADOS	41
4.1 DIVISÃO DA AMOSTRA PARA ANÁLISE	41
4.2 ANÁLISE DAS SÉRIES TEMPORAIS	42
4.3 VALIDADE DO MODELO VAR	43
4.4 FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA E DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA ..	44
4.4.1 Modelo 1: Δ RNOA e Δ %PIB Real.....	45

4.4.2 Modelo 2: ΔGA e $\Delta \% PIB$ Real	47
4.4.3 Modelo 3: ΔML e $\Delta \% PIB$ Real.....	49
4.4.5 Modelo 5: ΔGA, ΔMO, ΔCT e $\Delta \% PIB$ Real.....	55
4.4.6 Modelo 6: $\Delta ALAV$, ΔROA e $\Delta \% PIB$ Real	59
4.4.7 Modelo 7: ΔLC, ΔROE e $\Delta \% PIB$ Real.....	62
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	66
REFERÊNCIAS.....	68
APÊNDICES	77

1 INTRODUÇÃO

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO DO TEMA

Uma questão recorrente na literatura macroeconômica centra-se na busca dos determinantes do crescimento econômico (KEYNES, 1936; SOLOW, 1956, SWAN, 1956; HARROD, 1969; ROMER, 1986; REBELO, 1991; MANKIW; ROMER; WEIL, 1992). O marco da economia moderna que se deu com a publicação da obra “Uma Investigação Sobre a Natureza e as Causas da Riqueza das Nações”, em 1776, por Adam Smith, já abordava as tônica a respeito do crescimento econômico. A partir de então, diversas abordagens de crescimento foram sendo exploradas (BUSATO, 2011). De acordo com Diebold (1997), os modelos de previsão macroeconômica são estruturais ou não estruturais, estes últimos são pouco dependentes dos postulados de uma teoria econômica, enquanto que os modelos estruturais, em contraste, interpretam as informações econômicos através da ótica de uma determinada teoria econômica.

No contexto estrutural, destaca-se John Maynard Keynes, que desenvolveu, em 1936, a “Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda”, a qual serviu como referência para o desenvolvimento do instrumento da contabilidade nacional (ARAÚJO, 2015). Os pressupostos preconizados por Keynes (1936) consideravam que o sistema econômico era estabelecido na perspectiva da demanda agregada, diferentemente da teoria neoclássica que focava na oferta. Portanto, a abordagem econômica era tratada de maneira agregada, de modo que a dinâmica macroeconômica, que envolve as óticas do investimento, emprego e produção, está respaldada nas expectativas dos agentes envolvidos (as empresas), e os resultados desta dinâmica macroeconômica são decorrentes do produto dos movimentos dos agentes de maneira concomitante (KEYNES, 1936).

Ainda para a corrente keynesiana, as flutuações do nível de atividade econômica de uma nação, os ciclos econômicos, são frutos dos movimentos das decisões de investir e produzir (BUSATO, 2011). Keynes (1936) estabeleceu que o investimento trata-se de um causador preponderante de tais flutuações, levando em consideração que não há como reverter investimentos sem impactos negativos. É nesse sentido que, de acordo com Kothari, Lewellen e Warner (2014), os investimentos feitos a nível empresa são essenciais tanto para o crescimento macroeconômico de longo prazo quanto para a variação de curto prazo nos ciclos econômicos de um país. Este aspecto possibilita averiguar como as informações disponibilizadas a nível empresa (micro) podem influenciar o ambiente econômico.

Logo, diante do cenário agregado keynesiano, torna-se razoável inferir que as decisões tomadas a nível empresa, baseadas nas informações contábeis, podem ser relevantes na análise de medidas macroeconômicas. Em geral, qualquer informação que esteja correlacionada com os indicadores macroeconômicos possibilita aumentar a precisão de ocorrências macroeconômicas, assim, os dados contábeis agregados representam uma dessas fontes de informações oportunas (NALLAREDDY; OGNEVA, 2016). De acordo com Bezemer (2010), observando a conjuntura macroeconômica, existe uma relação entre as informações contábeis e o Produto Interno Bruto (PIB), que representa a atividade econômica real de um país. Além disso, por meio das informações contábeis disponibilizadas nas demonstrações financeiras, é possível reduzir a assimetria informacional, promovendo aos usuários informações tempestivas que refletirão melhor a atividade macroeconômica subjacente (GUENTHER; YOUNG, 2000; BUSHMAN; SMITH, 2001; LI; SHROFF, 2010).

Em consonância ao exposto, empiricamente, é possível verificar a relevância dos dados contábeis para a análise das variáveis macroeconômicas, como, por exemplo, a inflação (KONCHITCHKI, 2013; KOTHARI; SHIVAKUMAR; URCAN, 2013), a atividade industrial (DI MAURO; FORNARI; MANUCCI, 2011; FORNARI; MELE, 2013), e o PIB (KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013; KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2014; KOTHARI; LEWELLEN; WARNER, 2014; BALL; SADKA, 2015; NALLAREDDY; OGNEVA, 2016; NAVARRO-GARCÍA; MADRID-GUIJARRO, 2016; ABDALLA; CARABIAS, 2017; BRITO, 2017).

A relação entre as informações contábeis e o crescimento econômico ao longo dos ciclos econômicos proposta neste estudo configura-se como uma temática inexplorada pela literatura. As informações a nível empresa receberam pouca atenção na perspectiva macro até então, uma vez que a maioria dos trabalhos está geralmente concentrada na análise do comportamento “macro-micro”, ou seja, como a dinâmica macroeconômica pode impactar as operações das empresas (JORGENSEN; LI; SADKA, 2012; KALAY; NALLAREDDY; SADKA, 2014; MOTA; PAULO, 2017; SILVA; PAULO, 2017). Na perspectiva contrária, isto é, na relação “micro-macro”, os escassos estudos apenas verificam a influência dos dados contábeis no crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), tais como, Konchitchki e Patatoukas (2014), Brito (2017) e Silva *et al.* (2018).

Enquanto isso, da perspectiva dos ciclos econômicos e sua influência no nível microeconômico, conforme Mota (2018), os estudos se concentram em inserir variáveis *dummies* para os períodos específicos, como os de crise (DAVIS-FRIDAY; ENG; LIU, 2006; FILIP; RAFFOURNIER, 2014; KOUSENIDIS; LADAS; NEGAKIS, 2013; PERSAKIS;

IATRIDIS, 2015) ou utilizam da metodologia de segregação de ciclos econômicos desenvolvida pela *National Bureau of Economic Analysis* (NBER) a qual divide os ciclos em fase de expansão e recessão (JENKINS; KANE; VELURY, 2009; JIANG; HABIB; GONG, 2015; SILVA *et al.*, 2018). À vista disso, esta pesquisa realiza uma análise do relacionamento das informações contábeis e o crescimento econômico nas quatro fases dos ciclos econômicos definidas por Schumpeter (1939): expansão, recessão, contração e recuperação.

Nesse sentido, é essencial observar as eventuais conexões entre esses dois níveis, uma vez que é natural conjecturar que o desempenho das entidades pode ser um determinante-chave do crescimento econômico dos países. Portanto, a realização desta pesquisa amplia as discussões levantadas pelos estudos de Konchitchki e Patatoukas (2014), Brito (2017) e Silva *et al.* (2018), sobre a verificação da influência dos dados contábeis no crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), diferenciando-se destas, por analisar a influência das oscilações do nível de atividade econômica (ciclos econômicos) e o seu impacto no relacionamento entre o desempenho das firmas e o crescimento econômico, fundamentado no argumento de Kuosmanen e Vataja (2014), que afirmaram que o ambiente econômico influencia na escolha adequada das variáveis para a previsão do crescimento econômico.

1.2 PROBLEMA DE PESQUISA

Considerando os pressupostos preconizados por Keynes (1936), em que a dinâmica macroeconômica é vista da ótica da demanda agregada, ou seja, os aspectos macroeconômicos são decorrentes do conjunto de decisões tomadas a nível microeconômico, torna-se possível a análise das decisões com base nas expectativas dos agentes envolvidos (as empresas) a partir dos dados contábeis e sua influência na mensuração de variáveis macroeconômicas, além de seu comportamento nos ciclos econômicos.

O produto das decisões pelos agentes econômicos a nível micro é conferido a partir das demonstrações financeiras. Bushman e Smith (2001) apresentam três funções vitais dos relatórios financeiros que podem influenciar o crescimento econômico: i) objeto facilitador no processo de identificação e seleção de projetos, ii) servir como um mecanismo que permite o melhoramento da eficiência dos investimentos e, por fim, iii) possibilitam a redução da assimetria informacional incorrendo na diminuição do custo de capital. Portanto, esses apontamentos se traduzem em um crescimento mais rápido para a empresa, o que, de maneira agregada, podem influenciar o crescimento econômico, uma das ferramentas finais da política econômica (LI; SHROFF, 2010).

Neste sentido, considerando os aspectos referentes à relevância das informações contábeis e sua relação com a dinâmica macroeconômica e o ambiente econômico, tem-se a seguinte questão deste estudo: **Qual o impacto dos ciclos econômicos na relação entre a informação contábil das firmas, representada pelos indicadores econômico-financeiros, e nível de atividade econômica (PIB)?**

1.3 OBJETIVOS DE PESQUISA

1.3.1 Objetivo geral

Uma vez exposta a potencial relevância da informação contábil no ambiente macroeconômico, fundamentada pelas proposições de Keynes (1936), nos quais os resultados a nível macroeconômico são decorrentes dos movimentos em conjunto dos agentes (empresas) que transacionam entre si e podem guiar apontamentos nas flutuações no nível de atividade, o objetivo geral desta pesquisa é analisar a relação entre a informação contábil representada pelos indicadores contábeis das firmas e o crescimento econômico do Brasil nas diferentes fases dos ciclos econômicos.

1.3.2 Objetivos específicos

Para atingir o objetivo principal, foram traçados os seguintes objetivos específicos:

1. Apresentar uma análise teórica da relação entre a informação contábil e o crescimento econômico;
2. Identificar o impacto dos indicadores contábeis de rentabilidade, liquidez e endividamento das empresas brasileiras no crescimento real do Produto Interno Bruto (PIB);
3. Analisar a influência dos ciclos econômicos no relacionamento entre a informação contábil e o Produto Interno Bruto (PIB).

1.4 JUSTIFICATIVA

Esta pesquisa torna-se relevante, primeiramente, porque a literatura aponta que existe uma relação entre a qualidade dos dados contábeis disponibilizados através das demonstrações financeiras e o crescimento econômico (CHAMBERLIN, 2007; SHIVAKUMAR, 2007; LI; SCHROFF; 2010; TIWARI; MUTASCU, 2011;

KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013; KUOSMANEN; VATAJA, 2014; BALL; SADKA, 2015; NALLAREDDY; OGNEVA, 2016; ABDALLA; CARABIAS, 2017; BRITO, 2017; SILVA *et al.*, 2018).

Para Hall e Jones (1999), é essencial verificar as eventuais conexões entre os níveis micro e macro, uma vez que a produção dos países é resultado da atividade de empresas em conjunto, aspecto este preconizado pela corrente Keynesiana. Diante deste cenário, é natural pressupor que o desempenho das empresas é um determinante-chave do crescimento econômico de cada país (BRADFORD; MCGUCKIN, 1997; REICHSTEIN; DAHL, 2004; BRITO; VIEIRA, 2013). Ademais, os estudos, em maioria, estão voltados para a compreensão sobre como as condições macroeconômicas afetam o desempenho empresarial ou o comportamento dos agentes econômicos (investidores, *stakeholders*, entre outros), incorporando uma visão "macro para micro" (JORGENSEN; LI; SADKA, 2012; KALAY; NALLAREDDY; SADKA, 2014; MOTA; PAULO, 2017; SILVA; PAULO, 2017).

Em segundo lugar, são escassas as pesquisas que visam analisar a relação entre as informações financeiras agregadas das empresas e as variáveis macroeconômicas, de maneira a investigar o poder informacional dos dados contábeis disponibilizados pelas demonstrações financeiras em prever o crescimento econômico de um país, representado pelo PIB, sendo encontrados apenas os estudos de Konchitchki e Patatoukas (2013), Brito (2017) e Silva *et al.* (2018). Konchitchki e Patatoukas (2013) analisaram, por meio do método DuPont, como a rentabilidade agregada produz informações oportunas e relevantes para a previsão de atividade econômica real. Os achados demonstraram que as informações contábeis possuem conteúdo preditivo no que se refere ao crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) real subsequente.

No contexto brasileiro, Brito (2017) investigou a influência dos indicadores e variáveis puramente contábeis no crescimento econômico do Brasil. Constatou-se que, assim como Konchitchki e Patatoukas (2013), as informações dispostas pela contabilidade possuem impacto significativo no PIB. Por sua vez, Silva *et al.* (2018) realizaram um estudo similar, buscando verificar o relacionamento da rentabilidade a nível agregado e o crescimento do PIB, mas observando, de maneira agregada, para os períodos de expansão e recessão. Os autores concluíram que existe a relação e que o momento econômico tem influência sobre esse vínculo.

Esta pesquisa procura verificar não apenas a existência da relação entre o crescimento econômico do Brasil e as informações contábeis, representadas por indicadores econômico-financeiros, como vai além do que foi encontrado nas pesquisas citadas, ao incluir os ciclos

econômicos, conforme Schumpeter (1939), verificando como se comportam os resultados ao longo dos ciclos. Portanto, o estudo se diferencia dos já realizados, conferindo um ineditismo ao mesmo, contribuindo para o debate acerca da relevância das informações contábeis não apenas no relacionamento “macro-micro”, mas também de uma perspectiva “micro-macro”, isto é, demonstrando apontamentos oportunos sobre a atividade econômica.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 CRESCIMENTO ECONÔMICO

2.1.1 Teoria Geral de Keynes (1936)

Os determinantes que possam estabelecer os parâmetros do crescimento econômico configuram-se como o centro de debates no campo econômico há muito tempo. A publicação da obra “Uma Investigação Sobre a Natureza e as Causas da Riqueza das Nações”, por Adam Smith, em 1776, já trazia discussões a respeito do assunto. A partir de então, outros estudiosos passaram a inserir novos pensamentos que pudessem nortear o entendimento a respeito do crescimento da economia como um todo. Desta forma, segundo Couto (2014), os modelos de crescimento econômico foram surgindo com a finalidade de descrever um processo dinâmico em que as variáveis apontam, em um período de longo prazo, trajetórias estáveis baseadas em uma tendência.

Neste cenário, em 1936, John Maynard Keynes publicou sua obra maior, intitulada “Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda”, responsável por direcionar toda a macroeconomia moderna (ARAÚJO, 2015). A obra deu-se em um contexto econômico em que Keynes tentou explicar as motivações que direcionaram a Grande Depressão no início da década de 1930, sendo esta fase marcada, conforme o autor, pela insuficiência da demanda agregada. Keynes, nesta referida obra, se afastou dos postulados de outras correntes do crescimento econômico da Teoria Neoclássica, ao desenvolver uma teoria do crescimento puxada pela demanda agregada, embasando as análises macroeconômicas de países em desenvolvimento (MISSIO, 2012).

Para a abordagem keynesiana, a economia capitalista é vista como uma economia empresarial (monetária), com ênfase na moeda, em que o empresário está interessado no aumento da sua produção apenas se houver a expectativa futura de um aumento no seu lucro. Portanto, o sistema econômico, para Keynes, foi estabelecido nas análises da relação entre as expectativas e a incerteza (PREUSSLER, 2005). A lógica keynesiana é baseada no fato de que o processo de tomada de decisão por parte dos empresários é efetuado sob condições de incerteza, e são as suposições referentes às expectativas futuras que, para Keynes, estabelecem os níveis de emprego (PIRES 2012).

Detalhadamente, na concepção keynesiana, considerando as expectativas futuras, as decisões tomadas a nível micro relativas à produção e ao investimento são fundamentais,

tendo em vista que elas são responsáveis por determinar o nível de emprego e a taxa de crescimento da renda agregada. Ou seja, quanto maior a expectativa de retorno do produto produzido, maior seria o nível de emprego ofertado pelos empresários, conforme assevera Missio (2012). Esta noção e a existência da incerteza em relação às expectativas futuras possibilitam compreender o conceito do Princípio da Demanda Efetiva (PDE), desenvolvido por Keynes, tratando-se este do ponto em que as expectativas referentes ao lucro dos empresários serão maximizadas (KEYNES, 1936). Preussler (2005) completa afirmando que o acréscimo de emprego advindo das expectativas futuras otimistas ocorre até que as curvas de oferta e demanda agregada se interceptam, formando o PDE.

Segundo Couto (2014), no PDE, a demanda agregada configura-se como o fator determinante do nível de atividade da economia. Em outras palavras, as decisões de investir configuram-se como uma decisão de como gastar, cuja finalidade é aumentar a produção e, então, a renda agregada, visando atender à demanda efetiva existente. Ainda conforme o autor, levando em consideração que o sistema econômico é iterativo e dinâmico, o fator que determina a decisão do empresário em investir em um dado período é a demanda efetiva deste mesmo período, visto o curtíssimo prazo que é produzido pelas expectativas da demanda.

À vista disso, se a demanda agregada não demonstrar crescimento no período, as motivações relacionadas à tomada de decisão de investir caem, desencadeando uma diminuição da capacidade produtiva a longo prazo, e, condicionada ao nível de renda, afeta os níveis de atividade econômica futuramente. Logo, o crescimento econômico é produto principalmente do processo decisório sobre investimentos, a nível micro. No entanto, Missio (2012) argumenta que as forças livres existentes no mercado não asseguram que a disponibilidade dos fatores produtivos, sobretudo considerando preços flexíveis, seja suficiente para que os empresários efetivem suas decisões a respeito da produção.

A partir das visões teóricas de Keynes e outros autores acerca da atividade econômica, diversas pesquisas foram desenvolvidas a fim de buscar, através de modelos, os determinantes do crescimento econômico (BARRO, 1991; CHAMBERLIN, 2007; HAUSMANN; HWANG; RODRIK, 2007; DIVYA; DEVI, 2014). Tais modelos de crescimento econômico tinham por finalidade descrever um processo dinâmico em que as variáveis introduzidas ao modelo apresentavam, em um período de longo prazo, trajetórias estáveis em torno de uma tendência, conforme argumenta Couto (2014). Entretanto, face às especificidades relacionadas às abordagens referentes ao tema do crescimento econômico e aos mercados que se inserem as pesquisas, os determinantes do crescimento econômico apresentam-se de maneira diversificada.

2.2 CONTABILIDADE E MACROECONOMIA

2.2.1 Informação contábil e o Produto Interno Bruto (PIB)

O crescimento econômico baseado na demanda é dado por meio da visão da corrente keynesiana. Conforme Keynes (1936), as decisões acerca da atividade econômica estão fundamentadas nas expectativas dos agentes envolvidos. À vista disso, a economia é tratada de maneira agregada, ao passo que os resultados macroeconômicos são consequências da realização em conjunto dos movimentos dos agentes envolvidos (BRITO, 2017). Dentro de uma conjuntura agregada, é possível observar que as empresas referem-se aos agentes que são responsáveis por movimentar a dinâmica econômica de uma nação, dada a sua função na definição do nível de volume e produção do emprego e renda. Então, o crescimento econômico representa a atividade econômica real de um país (NAVARRO-GARCÍA; MADRID-GUIJARRO, 2016), e sua análise é voltada para o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB).

Na visão macroeconômica, o PIB pode ser calculado por meio de três óticas: produção, despesa e renda (HALLAK NETO; SABOIA, 2014). Para Brito (2017), a inclusão das entidades em uma análise de perspectiva agregada da economia traz indagações a respeito da utilidade e relevância das informações contábeis para a análise das dinâmicas macroeconômicas. Além disso, conforme Carling *et al.* (2004), a evolução macroeconômica será determinada pelos sucessos relativos das empresas. A este respeito, as mudanças nas respectivas atividades produtivas das entidades podem ser informativas sobre mudanças na atividade econômica de maneira geral (FAMA, 1981). Tendo em vista esta abordagem, é exequível a verificação da utilidade e relevância das informações disponibilizadas no nível micro para a análise de medidas macroeconômicas (BRITO, 2017).

Sob a ótica empírica, a maioria das pesquisas em Contabilidade possui um viés de análise "macro para micro" (JORGENSEN; LI; SADKA, 2012; KALAY; NALLAREDDY; SADKA, 2014; MOTA; PAULO, 2017; SILVA; PAULO, 2017). No entanto, há uma escassez de evidências sobre a utilidade de dados contábeis na predição da atividade econômica. Diante dessa conjuntura, a informação contábil de maneira agregada pode servir como um indicador das mudanças das condições econômicas, uma vez que qualquer informação que esteja correlacionada com os indicadores macroeconômicos subjacentes ou suas tendências pode ser usada para aumentar as perspectivas macroeconômicas futuras,

sendo os dados contábeis agregados uma dessas fontes de informação oportunas (NALLAREDDY; OGNEVA, 2016).

A respeito da busca por determinantes do crescimento econômico e sua relação com as informações contábeis, as poucas pesquisas, quase todas na literatura internacional, estão voltadas principalmente a demonstrar a relevância dos lucros contábeis em fornecer informações úteis sobre a futura atividade macroeconômica (KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013; NALLAREDDY; OGNEVA, 2016; ABDALLA; CARABIAS, 2017). Outros poucos estudos também procuram determinar fatores preponderantes no crescimento econômico, como a governança (BAKER; DE LONG; KRUGMAN; 2005; TIWARI; MUTASCU, 2011); intangíveis (ROTH; THUM, 2010; RILEY; ROBINSON; DAVISON, 2011); estrutura de capital (NWANKWO, 2014) e PIB (KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2014; NAVARRO-GARCÍA; MADRID-GUIJARRO, 2016; BRITO, 2017).

Konchitchki e Patatoukas (2013) verificaram que o crescimento agregado dos lucros contábeis é um indicador significativo do crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). Os autores observaram ainda que a capacidade preditiva do crescimento agregado dos lucros contábeis em relação ao crescimento futuro do PIB é economicamente importante e incremental também para o crescimento do PIB atual. Em outra pesquisa, publicada em 2014, os mesmos autores demonstraram evidências de que as mudanças da rentabilidade agregada e seus direcionadores - *drivers* - (modelo DuPont) estão positivo e significativamente associados ao crescimento do PIB real subsequente.

Os achados de Nallareddy e Ogneva (2016) apontam que as informações contábeis agregadas, como a dispersão dos lucros, podem prever futuras reavaliações nas estimativas macroeconômicas. Os autores expõem que a incorporação de informações contábeis pode melhorar, de maneira significativa, as estimativas de agregados macroeconômicos, como o PIB. Nesse sentido, Abdalla e Carabias (2017), em um de seus objetivos, incluem os itens especiais aos lucros agregados das entidades de maneira a verificar sua influência no crescimento econômico. Esses itens são elementos incomuns ou extraordinários que, segundo os autores, são, na sua maioria, ajustamentos de acréscimo que representam reduções imediatas nos fluxos de caixa futuros esperados e provocam choques no capital investido, tais quais: resultados via *impairments* e encargos de reestruturação, ganhos ou perdas decorrentes de uma ação judicial. Os achados da pesquisa apontaram empiricamente que os itens especiais incorporam conteúdo informacional aos lucros contábeis agregados na previsão do crescimento do PIB.

No contexto brasileiro, Brito (2017) investigou a relação entre o desempenho econômico-financeiro de empresas brasileiras de capital aberto e o PIB real, no período de 2000 a 2015. Foram considerados os indicadores de margem, liquidez, rentabilidade, alavancagem e giro do ativo, além das taxas de crescimento das variáveis que fazem parte dos referidos indicadores, como ativo total, patrimônio líquido, lucro líquido e receita líquida. Os achados corroboram os aspectos destacados por Keynes (1936), em que o desempenho econômico-financeiro das empresas é relevante para a explicação do crescimento econômico.

Seguindo o estudo de Konchitchki e Patatoukas (2014), Silva *et al.* (2018) analisaram a relação entre a rentabilidade agregada e o crescimento econômico do Brasil, no período de 2011 a 2017, entre as empresas brasileiras. Os resultados indicaram que o Retorno sobre o Ativo (ROA) agregado e seus direcionadores possibilitaram informações oportunas sobre o crescimento do produto interno bruto subsequente. Além disso, os autores analisaram essa relação nos períodos de expansão e recessão. O relacionamento entre as informações contábeis e o crescimento econômico real mostrou-se mais consistente nos períodos de crise (recessão).

2.2.2 Ciclos econômicos e informações contábeis

Os ciclos econômicos, também conhecidos como “ciclos de negócios” ou “*business cycles*”, configuram-se como os períodos de oscilação no nível de atividade econômica de um país. Conforme Carvalho (1988), tais flutuações devem estar intrinsicamente relacionadas à ciclicidade, isto é, requerem a repetição, comportando-se de acordo com um padrão identificável e estável por determinado período. O termo ‘ciclo’ não implica que a duração de cada período seja a mesma, além disso, os mesmos não possuem intervalos de modo regular (CAVALCA *et al.*, 2017). Para Zarnowitz (1991), ao longo dos últimos 200 anos, nos países industrializados, os ciclos econômicos variaram profundamente quanto a sua amplitude, tamanho e duração. O autor ainda destaca que os ciclos se distinguem pela sua recorrência, persistência e penetração.

Diversas fontes podem ser utilizadas para a verificação, análise e compreensão dos ciclos econômicos, tais quais: Produto Interno Bruto (PIB), índices de confiança do consumo, taxas de juros, consumo das famílias, taxas de desemprego, dentre outros agregados macroeconômicos (KOROTAYEV; TSIREL, 2010). Desta forma, Chauvet (2002) afirma que é oportuna a compreensão e identificação do comportamento dos ciclos econômicos, tendo em

vista que as mudanças provocadas pelos mesmos são de interesse tanto dos investidores como das empresas e do governo.

O estudo da *National Bureau of Economic Analysis* (NBER), instituto fundado na década de 1920, é considerado o pioneiro no debate dos ciclos. O instituto norte-americano definia duas fases para os ciclos econômicos: expansão e recessão. A partir dessa classificação, Mitchell (1927) apresentou um ciclo contendo as fases de expansões seguidas por recessões e contrações, que se alicerçam na fase de expansão do próximo ciclo. Ainda conforme o autor, essa sequência dada é recorrente, mas não se estabelece periodicamente.

Mitchell (1927) considerava a moeda como a característica essencial da economia capitalista moderna, isto é, a realização de toda a produção somente ocorreria se houvesse a expectativa futura, por parte das empresas, de lucro ao vender os produtos gerados. Portanto, sem a realização dos lucros esperados, haveria uma queda na produção, o que iria gerar uma alta no nível da taxa de desemprego, diminuindo a renda, consequentemente, a flutuação da atividade econômica seria negativa, provocando uma crise (PANDINI; STÜPP; FABRE, 2017). Nesta linha de raciocínio, na Teoria Geral, de Keynes, qualquer mudança no investimento que não houvesse uma compensação por uma variação equivalente nas expectativas de consumo, resultaria, necessariamente, em uma flutuação no emprego. No entanto, salienta-se que nem toda oscilação nos níveis de emprego é de caráter cíclico, como assevera Corradi (2016).

Em linhas gerais, a abordagem keynesiana enfatiza que as expectativas em relação ao investimento e ao consumo são fatores determinantes do nível de emprego, portanto, considerando que o consumo é relativo e estável diante de diversos outros fatores, o incentivo aos investimentos é caracterizado como o principal responsável pelas oscilações nos níveis de emprego. Conforme Corradi (2016), o investimento é determinado pela taxa de juros e a eficiência marginal do capital, este último trata-se do rendimento esperado de um investimento. A partir desta última constatação e compreendendo que a taxa de juros apresenta-se relativamente estável, a eficiência marginal do capital passa a ser a variável que coordena as flutuações cíclicas em uma economia. Ou seja, os ciclos são resultantes de choques de demanda agregada, centrando-se, portanto, na eficiência marginal do capital (KEYNES, 1936). Em última instância, a chave para a compreensão das flutuações no nível de atividade econômica estava nas oscilações do nível de investimento (LIMA, 2005).

A Teoria dos Ciclos Econômicos apresentou destaque maior a partir da pesquisa de Schumpeter, ao lançar a obra "*Business Cycles*", publicada em 1939. Schumpeter (1939) coloca o empresário como a essência do capitalismo e compreende que as flutuações são

decorrentes das inovações no mundo empresarial, ou seja, são fontes de combinações novas no âmbito produtivo, estabelecidas por meio dos empresários e que, ao se propagarem, provocarão oscilações (LIMA, 2005). *A priori*, tais inovações, tratadas como investimentos, tendem a apresentar níveis elevados de equilíbrio, gerando lucros, objetivo final das expectativas futuras dos empresários ao tomar a decisão de investir em inovações produtivas.

Schumpeter (1939) viabilizou a datação dos ciclos em quatro fases: expansão (prosperidade), recessão, depressão (contração) e recuperação (renovação), em que o crescimento econômico pode ser visto nas fases de prosperidade (expansão) e renovação (recuperação), e redução do crescimento econômico na recessão e depressão (contração). Ainda de acordo com o autor, a análise dos ciclos não deve ser realizada conforme os pontos de pico a pico ou de vale a vale.

De acordo com Kothari, Lewellen e Warner (2014), as expectativas dos agentes no fim do período de expansão são otimistas, quando a eficiência marginal de capital e os níveis de emprego e investimento estão elevados. Desta forma, a recessão se inicia a partir do momento em que ocorre a desconfiança dos empresários quanto aos lucros esperados, tendo em vista o aumento do volume de produção, dos custos e da taxa de juros (CORRADI, 2016). Essa conjuntura possibilita que a dúvida em relação às expectativas se propague rapidamente e o otimismo apresentado na etapa de expansão seja transformado em pessimismo, decorrendo em crise.

De acordo com Corradi (2016), na fase da contração, o cenário de incerteza referente ao futuro que provoca a ineficiência marginal do capital ocasiona o aumento da preferência pela liquidez, isto é, os agentes preferem poupar moeda, consequentemente, há elevação da taxa de juros. Juntos, esses elementos produzem uma queda nos investimentos, incidindo no nível de emprego, que também sofre uma queda. A duração entre a contração e a etapa seguinte, a recuperação, vai ser conduzida pelos fatores que guiam a reestruturação do principal elemento causador das flutuações, a eficiência marginal do capital. O autor aponta, ainda, a extensão da vida útil dos bens duráveis e as despesas de conservação com estoques excedentes como esses fatores.

Para a recuperação, última fase do ciclo econômico, é necessário um processo de "desinvestimento" nos estoques e reinvestimento no capital circulante (CORRADI, 2016). Para Rosa (2016), medidas que estimulam todo o encadeamento de consumo tornam-se essenciais para diminuir os impactos trazidos pela fase de depressão no nível de atividade econômica. Medidas estas voltadas para o auxílio à demanda efetiva ou para induzir a aceleração da redução de estoques em excessos na economia. Deste modo, a passagem da fase

ascendente à descendente, em geral, ocorre de modo violento e repentino, enquanto que da etapa descendente à ascendente, o processo dá-se de maneira menos brusca.

Conforme exposto, para a abordagem keynesiana, as oscilações no nível de atividade econômica de uma nação são decorrentes dos movimentos das decisões de investir e produzir (BUSATO, 2011). Keynes (1936) argumenta que o fato de não haver possibilidade de reverter investimentos sem que ocorram prejuízos faz da decisão a respeito de investir um causador preponderante nas flutuações econômicas. Kothari, Lewellen e Warner (2014) afirmam que os investimentos são essenciais tanto para o crescimento macroeconômico de longo prazo, quanto para a variação de curto prazo nos ciclos econômicos de um país. Este aspecto possibilita averiguar como as informações disponibilizadas em nível empresa (micro) podem influenciar o ambiente econômico.

Os debates acadêmicos acerca dos ciclos econômicos foram se tornando mais evidentes, principalmente, devido às recentes crises econômicas (BERTOMEU; MAGEE, 2011; GASTÓN; JARNE, 2011). Entretanto, na literatura corrente, percebe-se a falta de estudos que visem relacionar as informações contábeis disponibilizadas pelas empresas e sua influência nas flutuações no nível de atividade econômica dos países. Bezemer (2010) chama atenção para a utilização da abordagem contábil nas análises econômicas subjacentes aos modelos, nas quais os efeitos das demonstrações financeiras são fundamentais. O autor sustenta ainda que existe uma ligação entre a contabilidade e a capacidade preditiva no que se refere às crises futuras.

Conforme a fase do ciclo econômico, as empresas irão apresentar um comportamento distinto. Johnson (1999) estudou a persistência dos lucros ao longo dos ciclos econômicos dos Estados Unidos, encontrando que os lucros das entidades tendem a ser maiores nos períodos de expansão, caracterizado pelas altas oportunidades de investimento, do que nos de recessão. Ainda de acordo com Navarro-García e Madrid-Guijarro (2016), existem alguns sinais de alerta dados pelas empresas que podem ser utilizados para predizer crises, como a presença de uma alavancagem crescente e os altos índices de *accruals* persistentes. Essas características podem indicar a situação financeira fraca, incorrendo em futuras recessões.

Para Duchin, Ozbas e Sensoy (2010), o investimento corporativo diminui significativamente após o início da crise, corroborando os postulados de Keynes (1936). Ainda evidenciou-se, no estudo, que esta queda de investimento é mais acentuada para as empresas que possuem reservas baixas de caixa ou dívida de curto prazo líquida elevada, além daquelas que são financeiramente limitadas ou operam em setores que são dependentes de financiamento externo. Os autores ainda relacionam a queda de investimentos a mudanças nas

oportunidades do próprio investimento, o que é afetado pelas expectativas negativas dos agentes econômicos. Duarte *et al.* (2017) corroboram esse pensamento, ao afirmarem que em períodos de crise as empresas são mais prudentes, não permitindo o investimento mais intensamente em seus projetos.

Achim, Borlea e Breban (2010), ao explanarem sobre o papel da contabilidade na responsabilidade social corporativa e sua influência nas crises, argumentam, inicialmente, que na história econômica mundial o excesso de confiança por parte dos agentes econômicos foi decisivo para o surgimento das crises econômico-financeiras. Práticas contábeis, muito embora de maneira secundária, podem ter sido fatores preponderantes na propagação das crises, dentre as quais, os autores citam: (a) questões referentes ao reconhecimento de ativos; (b) a complexidade de certos instrumentos financeiros híbridos, o que incorre no aumento da dificuldade de sua avaliação adequada; e (c) a mensuração a valor justo e seus efeitos pró-cíclicos.

A este respeito, o papel das normas contábeis tem por finalidade proporcionar a retomada da confiança dos investidores em relação às demonstrações financeiras reportadas pela empresa. No entanto, para que isso seja alcançado, as informações contábeis devem assegurar uma maior transparência, de maneira que os regulamentos contábeis sejam neutros, independentemente dos grupos de interesse, continua Achim, Borlea e Breban (2010). Neste sentido, existe uma ligação direta entre as informações contábeis e a capacidade dos economistas em prever as oscilações no nível de atividade econômica (BEZEMER, 2010; NAVARRO-GARCÍA; MADRID-GUIJARRO, 2016).

2.3 HIPÓTESES DE PESQUISA

Keynes (1936) argumenta que as decisões tomadas pelos empresários são fundamentais à dinâmica macroeconômica. Nesse sentido, a partir do Princípio da Demanda Efetiva, que constitui a demanda agregada como o principal fator determinante do nível de atividade da economia (MISSIO, 2012; COUTO, 2014), as decisões tomadas pelos empresários colocam as organizações como um fator fundamental na determinação do crescimento econômico dos países (CARLING *et al.* 2004; CREICHSTEIN; DAHL, 2004; TIWARI; MUTASCU, 2011; BRITO; VIEIRA, 2013; KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013; BALL; SADKA, 2015; BRITO, 2017).

Portanto, considerando que as empresas desempenham um papel essencial na determinação das fontes de investimento, que irão impactar na renda e emprego,

consequentemente, no crescimento econômico de um país (TIWARI; MUTASCU, 2011), representado pela evolução do Produto Interno Bruto (PIB), e que a dinâmica empresarial do processo decisório no contexto macroeconômico pode ser observada por meio da análise de indicadores econômico-financeiros das firmas, tem-se a primeira hipótese de pesquisa:

H1: As informações contábeis das empresas brasileiras, representadas pelos indicadores contábeis de rentabilidade, liquidez e endividamento, impactam o crescimento real do Produto Interno Bruto (PIB).

Sendo assim, a relação entre a informação contábil e o crescimento econômico pode ser afetada pelas flutuações no nível de atividade econômica. Kuosmanen e Vataja (2014) afirmam que a condição econômica impacta na escolha adequada das variáveis utilizadas no processo preditivo do crescimento econômico. Os ciclos econômicos foram novamente evidenciados em destaque na literatura a partir das recentes crises econômicas (BERTOMEU; MAGEE, 2011; GASTÓN; JARNE, 2011). Kothari, Lewellen e Warner (2014) acentuam que as expectativas dos agentes são otimistas na fase final da expansão, enquanto, na crise, espalha-se pelo mercado um clima de desconfiança (CORRADI, 2016).

Para Schumpeter (1939), as oscilações na dinâmica econômica de um país dependem das inovações, consideradas investimentos, implementadas pelos empresários. Portanto, as empresas têm papel fundamental no capitalismo, e as mesmas podem apresentar comportamentos distintos, a depender da fase do ciclo econômico. Assim sendo, a segunda hipótese de pesquisa é:

H2: Os ciclos econômicos influenciam o relacionamento entre as informações contábeis das empresas brasileiras e o Produto Interno Bruto (PIB).

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 TIPOLOGIA DA PESQUISA

Esta pesquisa objetivou analisar o relacionamento entre as informações contábeis, representadas por indicadores contábeis, e o crescimento econômico do Brasil, bem como o seu comportamento ao longo das fases dos ciclos econômicos. Nesse sentido, quanto aos objetivos, este trabalho se enquadra como descritivo, uma vez que houve o estabelecimento de relações entre as variáveis (GIL, 2008).

No que se refere à abordagem do problema, esta pesquisa é de cunho quantitativo, pois houve emprego de instrumentos estatísticos para inferências a partir de amostras de uma população. Por fim, quanto ao delineamento, trata-se de um estudo documental, por, no processo de coleta de dados, terem sido utilizadas informações contábeis coletadas através de um banco de dados – *Thomson Reuters Eikon®*, o qual se utiliza das demonstrações contábeis divulgadas pelas empresas de capital aberto.

3.2 COMPOSIÇÃO DA AMOSTRA E COLETA DE DADOS

Para composição da amostra, foram utilizadas todas as empresas não-financeiras de capital listadas na B3 S/A Brasil Bolsa Balcão, no período de 1999 a 2017. Primeiro, esta abordagem se diferencia da utilizada por Konchitchki e Patatoukas (2013) e Brito (2017), os quais utilizaram uma delimitação de amostra centrada apenas nas maiores empresas de capital aberto, dos Estados Unidos e do Brasil, respectivamente. Considerando a importância das decisões de investimento nos níveis de emprego e renda que afetam, em última instância, o crescimento econômico, a seleção da amostra desta pesquisa incluirá não apenas as grandes empresas, mas também entidades de outros portes, que estão listadas na B3.

Segundo, a escolha do corte temporal deu-se em virtude do fato de que havia poucas empresas ainda listadas na B3 (ano-base 2017) com dados contábeis disponíveis na década de 1990, década esta caracterizada por processos de estabilização (CHAUVET, 2002; ARAÚJO, 2010). Ademais, este intervalo, conforme já exposto, justifica-se pela ocorrência de ciclos econômicos completos, necessários para posterior classificação e análise dos ciclos econômicos (Seção 3.4).

Para composição da amostra final, foram excluídas as empresas financeiras, tendo em vista que as mesmas apresentam estrutura e procedimentos contábeis específicos ao seu setor,

além de evidenciarem um nível alto de alavancagem, podendo distorcer os resultados das análises posteriores. Também foram retiradas da amostra as entidades que não possuíam informações atualizadas e/ou que não apresentaram dados utilizados na determinação de qualquer um dos indicadores econômico-financeiros, definidos conforme seção 3.3.

Em relação ao período analisado, os dados são trimestrais, compreendendo do 1º trimestre do ano de 1999 ao 4º trimestre de 2017, portanto, uma janela temporal de 76 trimestres. Assevera-se que a escolha em utilizar dados trimestrais deve-se pelo fato de que tal periodicidade permite captar a variabilidade do contexto econômico, o que propicia a verificação da relevância de medidas contábeis frente à oscilação do PIB Real (BRITO, 2017). Portanto, a amostra final foi composta por 218 empresas.

Os dados contábeis foram coletados através do banco de dados da *Thomson Reuters*®. Por sua vez, o crescimento econômico, representado pelo Produto Interno Bruto (PIB) Real, o qual desconsidera o efeito da inflação que poderia afetar as inferências, foi retirado do endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por meio do Sistema de Contas Nacionais (SCN).

3.3 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS CONTÁBEIS E MODELOS

Com o propósito de analisar o desempenho econômico-financeiro das empresas e seu impacto no crescimento real do PIB, este estudo utilizou-se de indicadores de rentabilidade, liquidez e estrutura de capital, conforme Quadro 1. Salienta-se que, além dos indicadores usuais de rentabilidade ROA e ROE, esta pesquisa também se utilizará do método DuPont para cálculo do ROA, seguindo a metodologia adotada por Konchitchki e Patatoukas (2013).

Os indicadores de rentabilidade são: ROA (DuPont), Giro de Ativo (GA), Margem Líquida (ML), Margem Operacional (MO), Capital Tangível (CT) e Retorno sobre o Patrimônio (ROE). O índice de estrutura de capital é a Alavancagem (ALAV). Por fim, o indicador de liquidez é a Liquidez Corrente (LC).

Quadro 1 – Indicadores econômico-financeiros

Variável	Conceito	Fórmula	Autores
ROA (DuPont)	O Retorno sobre o Ativo DuPont atua como uma ferramenta de diagnóstico e dissecação das demonstrações financeiras das empresas que permite avaliar a condição financeira das empresas.	$GA \times ML$	Nissim e Penman (2001); Soliman (2008); Botika (2012); Konchitchki e Patatoukas (2013)
GA	Indicador que mensura a eficiência do uso dos ativos pela empresa na geração de receita de vendas.	$\frac{Vendas}{AOL \text{ médio}}$	Botika (2012); Konchitchki e Patatoukas (2013); e Brito (2017)
ML	Indicador que mensura a eficiência da empresa em obter lucros, além de refletir o contexto de mercado no qual a organização está inserida.	$\frac{LODD}{Vendas}$	Botika (2012); Konchitchki e Patatoukas (2013); e Brito (2017)
MO	Indicar que mensura a eficiência operacional da entidade, isto é, o quanto as receitas líquidas de vendas e serviços são provenientes das atividades operacionais.	$\frac{LOAD}{Vendas}$	Botika (2012); Konchitchki e Patatoukas (2013); e Brito (2017)
CT	Capital mínimo exigido para produzir um bem ou serviço.	$\frac{Depreciação}{Vendas}$	Barth, Cram e Nelson (2001); e Konchitchki e Patatoukas (2013)
ROE	Indicador responsável por refletir a taxa de rendimento do Capital Próprio, de modo a ser comparado com o custo de oportunidade de outros investimentos.	$\frac{LL}{PL \text{ médio}}$	Delen, Kuzey e Uyar (2013); Brito (2017)
ROA	Indicador de rentabilidade, refletindo o quanto do ativo foi usado para gerar lucro.	$\frac{LO}{AT \text{ médio}}$	Delen, Kuzey e Uyar (2013); Brito (2017)
ALAV	Indicador de estrutura de capital, referindo-se o quanto do capital é financiado pelos ativos.	$\frac{Dívida LP}{AT}$	Watts e Zimmerman (1990); Gu, Lee e Rosett (2005); Brito (2017)
LC	Indicador que mensura a capacidade da empresa em honrar com seus compromissos de curto prazo.	$\frac{AC}{PC}$	Yang, Guariglia e Guoc (2017), Brito (2017)
Legenda: RNOA: Retorno sobre o Ativo pelo método Dupont; GA: Giro do Ativo; ML Margem Líquida; Vendas: Receita Líquida; AOL: Ativo Operacional Líquido Médio (Subtração entre os Ativos Totais, Caixa e Investimentos de Curto Prazo, Passivo Total, Dívida de Longo Prazo e de Curto Prazo); LODD: Lucro Operacional Depois da Depreciação (Subtração entre Vendas, Custo das Mercadorias Vendidas, Despesas Gerais/Vendas/Administrativas e Depreciação); MO: Margem Operacional; LOAD: Lucro Operacional Antes da Depreciação (Subtração entre Vendas, Custo das Mercadorias Vendidas e Despesas Gerais/Vendas/Administrativas); CT: Capital Tangível; ROE: Retorno sobre o Patrimônio Líquido; LL: Lucro Líquido; LO: Lucro Operacional; PL: Patrimônio Líquido; ALAV: Alavancagem; Dívida LP: Dívida de Longo Prazo; AT: Ativo Total; LC: Liquidez Corrente; AC: Ativo Circulante; PC: Passivo Circulante.			

Fonte: Elaboração própria (2018).

Definidos os indicadores para o estudo, é importante salientar que uma das características presentes em uma série temporal econômica e financeira é a não estacionaridade, o que significa que a média e a variância do sistema não são estáticos ao longo do tempo (BUTLER; KAZAKOV, 2011; FIGUEIREDO; LEITE FILHO, 2005; MARQUES, 2017). Isto é, essas séries temporais tendem a ser caracterizadas por um processo com raiz quase unitária. Nesse sentido, visando estabilizar a variância da série e se adequar à

não linearidade e, assim, evitar o problema de raiz unitária, optou-se por calcular a variação dos indicadores econômico-financeiros elencados em relação ao mesmo período do ano anterior, logo:

$$\Delta Z_{it} = \left(\frac{Z_{it}}{Z_{it-4}} \right) - 1 \quad (1)$$

Onde,

ΔZ_{it} = taxa de crescimento do indicador econômico-financeiro da empresa i no trimestre t ;

Z_{it} = indicador econômico-financeiro da empresa i no trimestre t ;

Z_{it-4} = indicador econômico-financeiro da empresa i no trimestre $t - 4$;

Dessa forma, para alcançar o objetivo proposto neste trabalho, que é analisar a influência dos indicadores contábeis no crescimento econômico do Brasil e seu comportamento ao longo dos ciclos econômicos, foram estabelecidas relações entre as variáveis contábeis expostos acima de modo a formar os modelos analisados através da modelagem de vetores autorregressivos (VAR). Cabe salientar que, para este procedimento, foram usados dados trimestrais de 1998, de modo a não incorrer em perda de dados para o período de análise já definido (1999-2017).

Seguindo Brito (2017), adotou-se modelos parcimoniosos, contendo no máximo 3 variáveis, exceto para o Modelo 5. Essa escolha deve-se ao fato de que cada modelo segue uma matriz ($n^2 \times j$) de parâmetros, sendo n o número de variáveis do modelo e j a quantidade de defasagens. Além disso, a estimação de um modelo com muitas variáveis geraria um número relativamente grande de parâmetros com muitas defasagens, decorrendo em perdas consideráveis dos graus de liberdade (CHAREMZA; DEADMAN, 1997). Os modelos adotados nesta pesquisa estão representados no Quadro 2.

Quadro 2 – Modelos estabelecidos

Modelo	Variáveis	Comentários	Literatura
1	RNOA; PIB Real	Mudanças na rentabilidade dos ativos através do método DuPont podem ser úteis para prever a atividade econômica a nível da empresa.	Fairfield e Yohn (2001); Nissim e Penman (2001); Soliman (2008); Botika (2012); Konchitchki e Patatoukas (2013); Silva <i>et al.</i> (2018)
2	GA; PIB Real	O método DuPont une as informações disponibilizadas pelo balanço patrimonial e demonstração do resultado em outras duas medidas de rentabilidade: Giro do Ativo (GA) e Margem Líquida (ML).	Botika (2012); Konchitchki e Patatoukas (2013); Bauman (2014); Brito (2017); Silva <i>et al.</i> (2018)
3	ML; PIB Real		
4	GA; ML; PIB Real		
5	GA, MO; CT; PIB Real	A Margem de Líquida (ML) pode ser ainda decomposta em Margem Operacional (MO) e em uma <i>proxy</i> para Capital Tangível (CT).	Kothari (2001); Konchitchki e Patatoukas (2013); Silva <i>et al.</i> (2018)
6	ALAV; ROA; PIB Real	A estrutura de capital afeta os lucros e a rentabilidade. Watts e Zimmerman (1990) argumentam que o nível alto de endividamento pode induzir aos gestores selecionar procedimentos contábeis para aumentar o lucro.	Watts e Zimmerman (1990); Silhan (2014); Portal, Zani e Da Silva (2012); Brito (2017)
7	LC; ROE; PIB Real	A liquidez e a rentabilidade são condicionantes da sobrevivência das entidades, e a manutenção dos níveis de liquidez afeta diretamente a rentabilidade.	Hirigoyen (1985); Damodaran (2004); Perobelli, Famá e Sacramento (2016); Brito (2017)
Legenda: PIB Real: Produto Interno Bruto Real; RNOA: Retorno sobre o Ativo pelo método Dupont; GA: Giro do Ativo; ML: Margem Líquida; MO: Margem Operacional; CT: Capital Tangível; ALAV: Alavancagem; ROA: Retorno Sobre o Ativo; LC: Liquidez Circulante; ROE: Retorno sobre o Patrimônio Líquido.			

Fonte: Elaboração própria (2018).

A partir dessas relações e da modelagem proposta, foi verificado como o PIB Real se comporta diante de choques sobre os indicadores contábeis elencados.

3.4 CLASSIFICAÇÃO DOS CICLOS ECONÔMICOS

As oscilações no nível de atividade econômica podem ser verificadas através dos indicadores da atividade econômica, como o Produto Interno Bruto (PIB), de acordo com Shim (2013). Para a classificação dos ciclos econômicos, utilizou-se a taxa de crescimento do PIB Real, uma vez que este não considera os efeitos da inflação. A variação do PIB Real foi calculada através da divisão do PIB Real do trimestre atual pelo PIB Real do mesmo período do ano anterior menos 1, consoante ao apresentado na Equação 2.

$$\Delta \% PIB Real_t = \left(\frac{\% PIB Real_t}{\% PIB Real_{t-4}} \right) - 1 \quad (2)$$

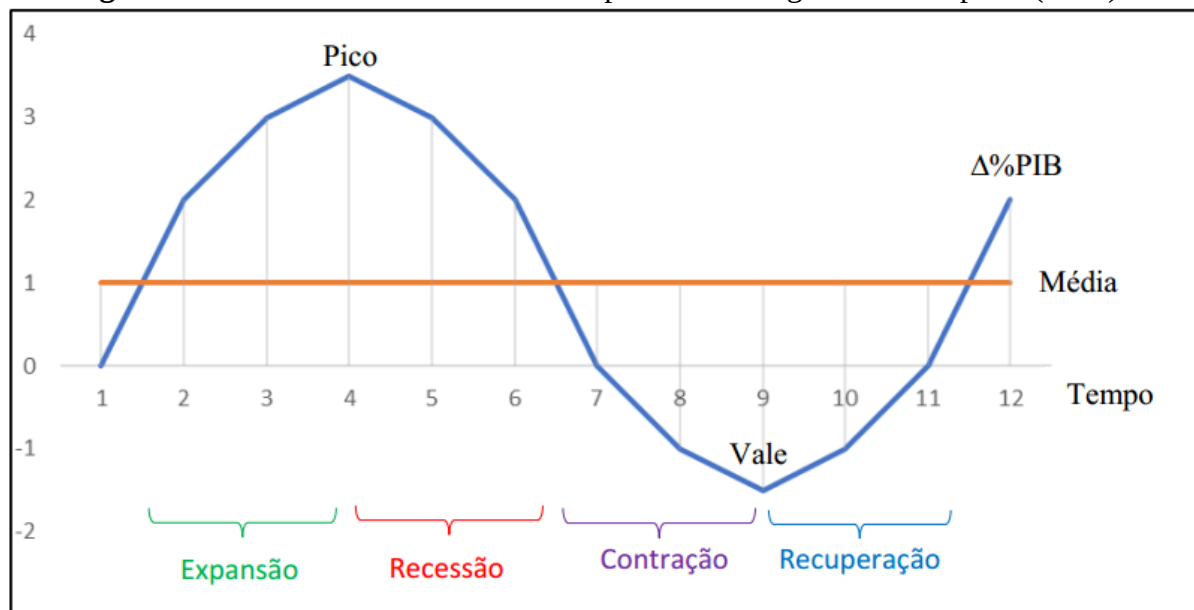
Neste sentido, este estudo utilizou a metodologia de datação dos ciclos econômicos preconizada por Schumpeter (1939), que define essas flutuações em quatro fases: expansão (*boom* ou pico), recessão, contração (depressão ou vale) e recuperação (conforme Figura 1). A identificação dos picos e vales em uma série possibilita fazer a distinção entre as fases do ciclo econômico, e, para isso, foi adotada a metodologia de Claessens, Kose e Terrones (2012). O pico ocorre no momento t , dada a variação do PIB (y), de acordo com o exposto na Equação 3, e o vale encontra-se através da Equação 4. A média da variação do PIB é considerada como uma tendência que segue ao equilíbrio (MOTA, 2018).

$$[(y_t - y_{t-2}) > 0, (y_t - y_{t-1}) > 0] \text{ e } [(y_{t+2} - y_t) < 0, (y_{t+1} - y_t) < 0] \quad (3)$$

$$[(y_t - y_{t-2}) < 0, (y_t - y_{t-1}) < 0] \text{ e } [(y_{t+2} - y_t) > 0, (y_{t+1} - y_t) > 0] \quad (4)$$

Conforme a Figura 1, as fases que vão do vale ao pico que apresentarem taxas de crescimento abaixo da média foram classificadas como “recuperação”, enquanto que as variações acima da média são tidas como “expansão”. Por sua vez, as variações acima da média que se encontrarem do pico ao vale são classificadas como “recessão”, e as abaixo da tendência ao equilíbrio são parte da fase de “contração”.

Figura 1 – Fases de um ciclo econômico pela metodologia de Schumpeter (1939)



Fonte: Mota (2018).

Ressalta-se que uma vez que os dados do PIB foram trimestrais, logo, para classificação dos ciclos também foram considerados dois trimestres antes e após o período delimitado para esta pesquisa (1999-2017), ou seja, foram consideradas as taxas de crescimento do PIB dos dois últimos trimestres de 1998 e dos dois primeiros de 2018.

3.5 MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)

Para alcançar o objetivo proposto neste estudo, adotou-se a metodologia de equações de um vetor autorregressivo (VAR). Este instrumento foi desenvolvido pelo economista Sims (1980), sendo ele consistente nas aplicações no campo do crescimento e ciclos econômicos, tendo em vista: a) que as informações endógenas relevantes estão nas séries temporais; b) que a relação intertemporal e contemporânea dá-se de modo linear entre as variáveis do modelo; e c) que os choques que causam mudanças no modelo econométrico podem decorrer de alterações de política econômica. Portanto, uma das vantagens dessa abordagem é a possibilidade de ser feita uma análise do efeito de determinada variável sobre as demais ao longo do tempo.

Uma das etapas mais importantes ao especificar um modelo VAR é a seleção do número de defasagens. Ness (2009) salienta que os modelos vetoriais autorregressivos foram estabelecidos para suportar um número determinado de variáveis e defasagens (*lags*). Portanto, dado um modelo VAR(p), onde p configura-se como o número de defasagens, é necessário fazer a escolha da defasagem por meio de determinados critérios de comparação. Foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e/ou Schwartz (BIC), fundamentando-se no princípio da parcimônia. É importante ressaltar que o número de defasagens (*lags*) deverá ser o mesmo para todas as equações que compõem o sistema. A sua forma estrutural simplificada é apresentada no sistema de equação (Equação 5), em que é demonstrado um sistema de vetor autorregressivo de primeira ordem com duas variáveis.

$$\begin{cases} Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{cases} \quad (5)$$

Onde, Y_t representa o PIB no trimestre t , Z_t é a variável contábil no trimestre t , e ε são os distúrbios *white-noise*. Quanto aos parâmetros γ e b , referem-se às posições das variáveis no sistema matricial. Entretanto, podem surgir problemas de endogeneidade no modelo, e,

para isso, deve-se combinar os parâmetros das variáveis de modo a adequar o modelo à sua versão reduzida, de acordo com a Equação 6.

$$\begin{cases} Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} + e_{yt} \\ Z_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} + e_{zt} \end{cases} \quad (6)$$

A estimação do modelo VAR dar-se-á através de um processo de repetição, até ser identificado o modelo mais adequado, de modo que o mesmo atenda aos testes dos pressupostos relacionados à adequação dos resíduos, são eles: estabilidade das raízes do polinômio AR, autocorrelação, por meio do teste de Breusch-Godfrey, heterocedasticidade, pelo Teste de White, e, por fim, a normalidade, através do teste de Jarque-Bera.

Após a definição do modelo que atenda aos testes de adequação dos resíduos, foi verificado o comportamento das relações entre as variáveis do sistema. Para isto, têm-se os seguintes instrumentos: função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão. Isso se deve ao fato de que, conforme Gujarati e Porter (2011), existe uma dificuldade em interpretar os coeficientes individuais nos modelos estimados VAR em caso de haver várias defasagens em cada equação do sistema, principalmente se os sinais dos coeficientes se alternarem. Sendo assim, em geral, se estima a função de resposta a impulso (ou *impulse response function* – IRF) e a decomposição da variância do erro de previsão (ou *forecast-error variance decompositions* – FEVDs).

A metodologia de função impulso-resposta foi desenvolvida por Sims em 1980, sendo realizada através da decomposição de Cholesky. A funcionalidade de tal metodologia é analisar como cada variável endógena do modelo responde ao choque nela mesma e nas demais variáveis endógenas ao longo do tempo. Isto é, possibilita-se observar, ao longo do tempo, a influência e o comportamento individual das variáveis do modelo quando algum dos resíduos sofrer choques exógenos de um desvio-padrão (LIMA, 2005). Ribeiro e Júnior (2005) completam argumentando que a função de impulso-resposta é responsável por mensurar os efeitos ao longo do tempo de cada um dos choques estruturais identificados sobre cada variável endógena.

Outra metodologia utilizada para analisar os resultados da abordagem de VAR é através da decomposição da variância do erro de previsão. Bueno (2011) conceitua esta análise como se tratando de uma maneira de verificar que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Empiricamente, é permitido visualizar em porcentagem o quanto da decomposição da

variância do erro da previsão para cada variável pode ser atribuído a cada uma das outras variáveis presentes no modelo.

3.5.1 Estacionariedade

Inicialmente, para atender ao método proposto, após calcular todos os indicadores contábeis relatados no Quadro 1, por trimestre, para cada empresa parte da amostra, foi preciso transformar o painel de dados desbalanceado em séries temporais, assim apresentando um valor único para cada trimestre. O procedimento foi calculado através de uma média do trimestre (Equação 7), seguindo Brito (2017) e Konchitchki e Patatoukas (2013):

$$M_t = \frac{\sum Z_t}{Q} \quad (7)$$

Onde,

M_t = média do indicador contábil no trimestre t ;

Z_t = valor do indicador contábil da empresa no trimestre t ;

Q = a quantidade total de empresas que apresentaram valor para o indicador contábil Z no trimestre t .

Portanto, encontrada a série temporal de cada variável contábil elencada, procederam-se os testes para identificação de raiz unitária, uma vez que a modelagem VAR exige que as séries temporais não possuam raiz unitária, isto é, sejam estacionárias. Segundo Brooks (2014), uma série estacionária pode ser definida como uma série com média, variância e autocovariâncias constantes para cada defasagem dada.

Na literatura, é possível encontrar diversos testes de detecção de raiz unitária. Para este estudo, foram utilizados os testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF), propostos por Dickey e Fuller (1979) e de Phillips-Perron (PP), de Phillips e Perron (1988), cuja hipótese nula é de que a série temporal possui raiz unitária; e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992), em que a hipótese é de que a série temporal é estacionária.

O teste ADF trata de possíveis correlações seriais no erro ao adicionar os termos de diferença defasados do regressando, enquanto o teste PP trata esse problema ao se utilizar de métodos não paramétricos, mas sem adicionar os termos de diferença defasados (GUJARATI;

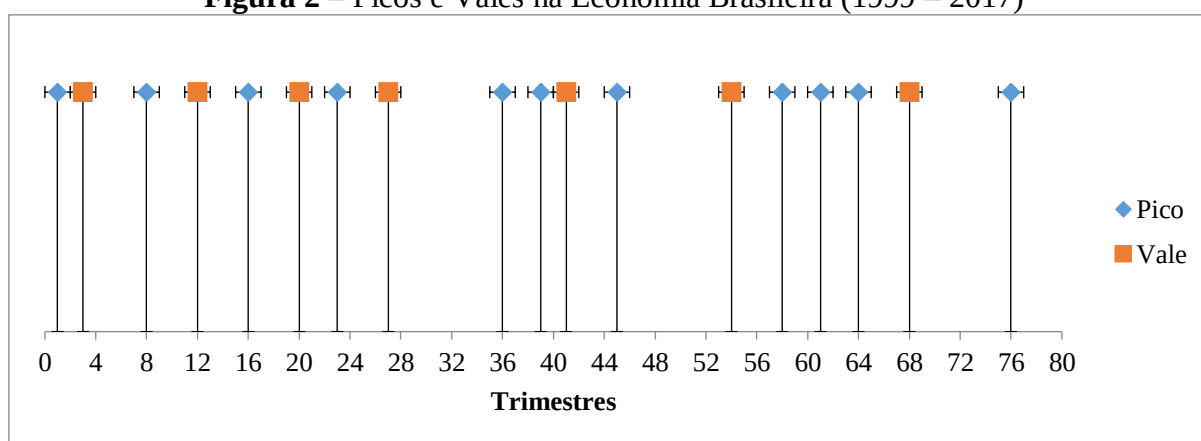
PORTER, 2011). Por sua vez, o teste KPSS é mais generalizado que os testes ADF e PP. O número de defasagens utilizado nos testes de raiz unitária foi definido conforme os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC). Ressalta-se que o mesmo procedimento foi realizado na taxa de crescimento do PIB Real.

4 ANÁLISE DOS DADOS

4.1 DIVISÃO DA AMOSTRA PARA ANÁLISE

Testes preliminares abarcando a amostra completa (1999-2017) demonstraram que o comportamento das variáveis endógenas do modelo, quando ocorre um choque em outra variável endógena do sistema, se dissipa com 20 trimestres analisados, na maioria dos modelos. Portanto, para verificar as hipóteses e contemplar a análise ao longo das oscilações da economia, neste estudo, optou-se por segregar a amostra em quatro blocos.

Figura 2 – Picos e Vales na Economia Brasileira (1999 – 2017)



Fonte: Elaboração própria (2018).

A divisão foi feita conforme a metodologia de classificação dos ciclos econômicos apresentada na Seção 3.4, levando em consideração os picos e vales demonstrados na Figura 2. Observou-se que, para o período em análise, a economia brasileira apresentou 11 picos e 7 vales. A partir deles, fez-se a divisão dos grandes blocos para análise, conforme os ciclos econômicos preconizados por Schumpeter (1939), descritos na Tabela 1.

Em suma, as amostras utilizadas na análise dos impactos da informação contábil no crescimento do PIB e ao longo dos ciclos econômicos podem ser assim descritas:

- 1ª amostra: período que compreende 23 trimestres, começando no 1º trimestre de 1999 e finalizando no 3º trimestre de 2004, abrangendo quatro picos e três vales;
- 2ª amostra: período que compreende 22 trimestres, começando no 4º trimestre de 2004 e finalizando no 1º trimestre de 2010, abrangendo três picos e dois vales;

- 3ª amostra: período que compreende 19 trimestres, começando no 2º trimestre de 2010 e finalizando no 4º trimestre de 2014, abrangendo três picos e um vale;
- 4ª amostra: período que compreende 12 trimestres, começando no 1º trimestre de 2015 e finalizando no 4º trimestre de 2017, abrangendo um pico e um vale.

Tabela 1 – Divisão da amostra conforme ciclos econômicos de Schumpeter (1939)

Classificação	Fase ^a	Períodos ^b	Classificação	Fase ^a	Períodos ^b
1º Bloco de análise					
Pico	Recuperação	99TR1	Vale	Contração	01TR3 – 01TR4
Vale	Contração	99TR2 – 99TR3		Recuperação	02TR1
	Recuperação	99TR4	Pico	Expansão	02TR2 – 02TR4
	Expansão	00TR1		Recessão	03TR1
	Recessão	00TR2	Vale	Contração	03TR2 – 03TR4
Pico	Expansão	00TR3 – 00TR4	Pico	Expansão	04TR1 – 04TR3
	Recessão	01TR1 – 01TR2			
2º Bloco de análise					
	Recessão	04TR4 – 05TR1		Recessão	07TR3
Vale	Expansão	05TR2	Pico	Expansão	07TR4
	Contração	05TR3		Recessão	08TR1
	Recuperação	05TR4	Pico	Expansão	08TR2 – 08TR3
	Expansão	06TR1	Vale	Contração	08TR4 – 09TR1
	Recessão	06TR2		Recuperação	09TR2 – 09TR3
	Expansão	06TR3 – 07TR2	Pico	Expansão	09TR4 – 10TR1
3º Bloco de análise					
	Recessão	10TR2 – 11TR4		Recessão	13TR3 – 13TR4
Vale	Contração	12TR1 – 12TR2	Pico	Expansão	14TR1
	Expansão	12TR3		Contração	14TR2 – 14TR3
	Recessão	12TR4	Pico	Recuperação	14TR4
Pico	Expansão	13TR1 – 13TR2			
4º Bloco de análise					
Vale	Contração	15TR1 – 15TR4	Pico	Recuperação	16TR1 – 17TR4

Notas: ^a A fase está em sequência cronológica. ^b Período dado em trimestres.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

4.2 ANÁLISE DAS SÉRIES TEMPORAIS

Primeiramente, faz-se necessário testar a estacionariedade de cada série temporal de todas as variáveis econômico-financeiras elencadas e o crescimento econômico, conforme exposto na seção 3.5.1. Foi verificada a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais através de três testes: Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), cuja hipótese nula é de que a série temporal possui raiz unitária; e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), em que a hipótese é de que a série temporal é estacionária.

Antes que se possa analisar a presença de raiz unitária através dos testes citados, é necessário encontrar, para cada série, o número de defasagens a ser utilizado, por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC). Em caso de haver divergências entre os

critérios, optou-se por utilizar o de menor defasagem, considerando o princípio da parcimônia. Os resultados dos testes de presença de raiz unitária tanto para a variável macroeconômica quanto para as variáveis contábeis estão expostos no Apêndice A.

Seja pelo teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) ou Phillips-Perron (PP), houve a rejeição da hipótese nula para todas as variações dos indicadores econômico-financeiros e do crescimento do PIB, para as quatro amostras segregadas. Pelo teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) verificou-se que nenhum valor da estatística apresentou-se acima dos valores críticos a 1%, 5% ou 10%, isto é, não há evidências para rejeitar a hipótese nula de estacionariedade. Portanto, observa-se que nenhuma das séries temporais apresentou-se com presença de raiz unitária. Partiu-se para estimação do modelo VAR.

4.3 VALIDADE DO MODELO VAR

Após determinar a estacionariedade das séries temporais, pôde-se estimar o modelo VAR que melhor se ajusta às variáveis elencadas. Ressalta-se que, considerando o objetivo central dessa pesquisa, a variação do crescimento econômico ($\Delta\%$ PIB Real) configura-se como a última variável do modelo estimado, uma vez que esta é impactada contemporaneamente por choques decorrentes das demais variáveis do modelo. Brito (2017) argumenta que isso ocorre devido ao fato de que as atividades executadas pelas empresas em um período específico podem afetar a atividade econômica.

Para estimar o modelo VAR é preciso, primeiramente, verificar qual ordem de defasagem deve ser utilizada, posto que o comportamento de cada variável elencada no modelo é determinado por um número p de defasagens tanto da própria variável quanto por um número p defasagens das demais variáveis. Novamente, nesta etapa, levaram-se em consideração os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC), fundamentados no princípio da parcimônia.

Em seguida, estimaram-se todos os modelos com as *lags* indicadas até que os mesmos apresentassem resíduos brancos, isto é, todas as raízes do modelo, em módulo, estivessem dentro do círculo unitário, configurando estabilidade das raízes do polinômio AR, além de apresentar ausência de autocorrelação e heterocedasticidade, e demonstrar normalidade. Após a repetição dos testes dos modelos até que apresentassem ruído branco, chegou-se às seguintes defasagens:

Tabela 2 – Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR

Modelo	Variáveis	Defasagens			
		1ª amostra	2ª amostra	3ª amostra	4ª amostra
1	Δ RNOA e $\Delta\%$ PIB Real	3	3	1	1
2	Δ GA e $\Delta\%$ PIB Real	3	2	1	1
3	Δ ML e $\Delta\%$ PIB Real	3	1	1	1
4	Δ GA, Δ ML e $\Delta\%$ PIB Real	2	2	2	1
5	Δ GA, Δ MO, Δ CT e $\Delta\%$ PIB Real	1	2	2	1
6	Δ ALAV, Δ ROA e $\Delta\%$ PIB Real	3	1	2	1
7	Δ LC, Δ ROE e $\Delta\%$ PIB Real	1	1	2	1

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Todos os testes de adequação do modelo para apresentar resíduos brancos estão evidenciados no Apêndice B, aos quais foram consideradas as sazonalidade. A partir das defasagens definidas, estimaram-se os modelos VAR. Salienta-se que esta etapa não foi apresentada nos resultados, posto que os coeficientes estimados nesse tipo de metodologia são de difícil interpretação (GUJARATI; PORTER, 2011). Dessa maneira, a interpretação dá-se através dos instrumentos: a função de resposta a impulso e a decomposição da variância.

4.4 FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA E DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Conforme já exposto na metodologia, a função impulso-resposta tem por finalidade mostrar como as variáveis endógenas do modelo se comportam quando ocorre um choque em outra variável endógena do sistema, essa reação é mensurada como sendo do tamanho de um desvio-padrão.

Já a decomposição da variância permite averiguar a importância, em percentual, dos movimentos de uma variável do modelo em decorrência de choques proveniente da própria variável e das demais variáveis. Ou seja, trata-se da identificação do poder de cada variável na explicação da variância das demais variáveis do modelo, após a ocorrência de um choque, de modo a verificar a importância relativa de cada variável na participação dela mesma e das demais (VARTANIAN, 2010).

Considerou-se um horizonte temporal de 23 trimestres para a 1ª amostra, 22 trimestres para a 2ª amostra, 19 trimestres para a 3ª amostra e, por fim, 13 trimestres para a 4ª amostra. Esse procedimento permitiu a verificação do comportamento das variáveis no curto e longo prazo. Ademais, observou-se que, nesse período, a maioria dos choques das variáveis analisadas se dissipou.

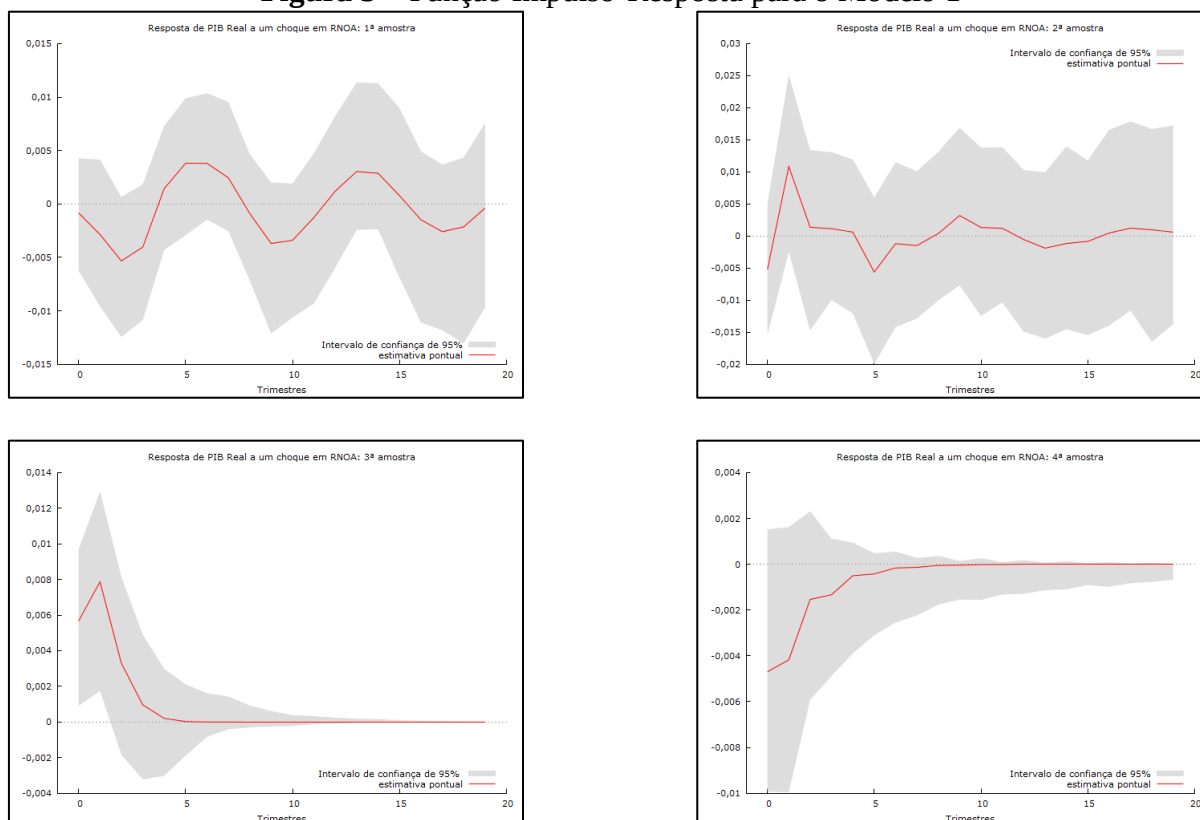
4.4.1 Modelo 1: Δ RNOA e $\Delta\%$ PIB Real

Observa-se, na Figura 3, que o efeito da Δ RNOA sobre a $\Delta\%$ PIB Real oscila entre uma relação positiva e negativa durante todo o período analisado para a 1ª e 2ª amostras, se dissipando por volta do 18º trimestre para ambas. A intensidade dessa variação foi maior para a 1ª amostra. Este achado atesta uma relação de longo prazo entre o retorno sobre o ativo e o crescimento econômico (LONG; KRUGMAN, 2005). Para a 3ª amostra, verifica-se que um choque em Δ RNOA causa um efeito positivo na $\Delta\%$ PIB Real apenas nos cinco primeiros trimestres, quando a relação entre as variáveis passa a apresentar estabilidade.

O efeito positivo sobre a variável de crescimento econômico demonstra que quando ocorre choque positivo na variável da rentabilidade agregada, há um aumento no PIB Real. Em suma, tais resultados demonstram que o indicador de rentabilidade agregada configura-se como uma importante ferramenta, com reflexos no crescimento do PIB real (GUENTHER; YOUNG, 2000; BRITO, 2017; KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013, SILVA *et al.*, 2018).

A Tabela 3 examina o poder explanatório, em percentual, de cada variável elencada no modelo sobre as demais, apontando o comportamento ao longo dos trimestres. Observa-se que, nos períodos de aquecimento da economia, a variação de explicação da $\Delta\%$ PIB Real da variável contábil aumentou significativamente. Na fase de expansão encontrada na 1ª subamostra (05TR ao 08TR), o percentual de aumento da explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real foi de quase 4%. Ainda nesta subamostra, do 14º ao 16º trimestre, também foi verificada uma elevação tímida da explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real, representando um aumento de 0,91% para a fase de expansão. Johnson (1999) encontrou em seu estudo que, comparado aos períodos de recessão, nos períodos de expansão os lucros das entidades norte-americanas tendem a ser maiores, alavancado pelas altas oportunidades de investimento, impactando positivamente nos níveis de rentabilidade.

Figura 3 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 1



Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Em contrapartida, na fase de recuperação da 2ª subamostra (19TR e 20TR), a Δ RNOA conseguiu explicar a variância do crescimento econômico brasileiro em apenas 0,016%. Enquanto que na 4ª subamostra (05TR ao 12TR), a rentabilidade agregada conseguiu aumentar o percentual de explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real em apenas 0,04%. Observa-se que nos períodos de recuperação a capacidade da informação contábil em explicar a variância da $\Delta\%$ PIB Real evolui com menor intensidade que na fase de expansão, uma vez que a recuperação é caracterizada por um reaquecimento da economia (CAVALCA *et al.*, 2017).

Tabela 3 – Decomposição da variância para o Modelo 1

TR ^a	1ª amostra			2ª amostra			3ª amostra			4ª amostra		
	EP ^b	ARNOA	$\Delta\%$ PIB Real	EP ^b	ARNOA	$\Delta\%$ PIB Real	EP ^b	ARNOA	$\Delta\%$ PIB Real	EP ^b	ARNOA	$\Delta\%$ PIB Real
1	0,0080	1,1102	98,8898	0,01668	9,8187	90,1813	0,00811	48,5888	51,4112	0,00847	30,7545	69,245
2	0,01131	6,9785	93,0215	0,02280	27,7530	72,2470	0,01159	69,8925	30,1075	0,01015	38,3801	61,619
3	0,01296	22,2999	77,7001	0,02291	27,8493	72,1507	0,01207	71,8516	28,1484	0,01051	37,9166	62,083
4	0,01367	28,8054	71,1946	0,02298	27,9038	72,0962	0,01211	72,0136	27,9864	0,01066	38,4074	61,592
5	0,01486	25,2999	74,7001	0,02518	23,2985	76,7015	0,01213	72,0211	27,9789	0,01070	38,3657	61,634
6	0,01665	25,3613	74,6387	0,02688	24,8403	75,1597	0,01211	72,0212	27,9788	0,01072	38,4127	61,587
7	0,01725	28,4586	71,5414	0,02708	24,7699	75,2301	0,01211	72,0212	27,9788	0,01072	38,4089	61,591
8	0,01760	29,2719	70,7281	0,02712	24,9009	75,0991	0,01211	72,0212	27,9788	0,01072	38,4135	61,586
9	0,01836	27,1339	72,8661	0,02800	23,3873	76,6127	0,01211	72,0212	27,9788	0,01079	38,4132	61,586
10	0,01933	28,1235	71,8765	0,02869	23,4931	76,5069	0,01211	72,0212	27,9788	0,01072	38,4137	61,586
11	0,01970	30,0950	69,9050	0,02881	23,5065	76,4935	0,01213	72,0212	27,9788	0,01072	38,4136	61,586
12	0,01991	29,8771	70,1229	0,02888	23,5774	76,4226	0,01211	72,0212	27,9788	0,01072	38,4137	61,586
13	0,02049	28,5553	71,4447	0,02926	23,0019	76,9981	0,01211	72,0212	27,9788			
14	0,02104	29,1531	70,8469	0,02959	22,9081	77,0919	0,01211	72,0212	27,9788			
15	0,02124	30,4049	69,5951	0,02967	22,9427	77,0573	0,01211	72,0212	27,9788			
16	0,02141	30,0670	69,9330	0,02970	22,9752	77,0248	0,01211	72,0212	27,9788			
17	0,02183	29,3756	70,6244	0,02987	22,7295	77,2705	0,01213	72,0212	27,9788			
18	0,02217	29,8637	70,1363	0,03004	22,6411	77,3589	0,01211	72,0212	27,9788			
19	0,02227	30,5202	69,4798	0,03009	22,6714	77,3286	0,01211	72,0212	27,9788			
20	0,02242	30,1613	69,8387	0,03010	22,6872	77,3128						

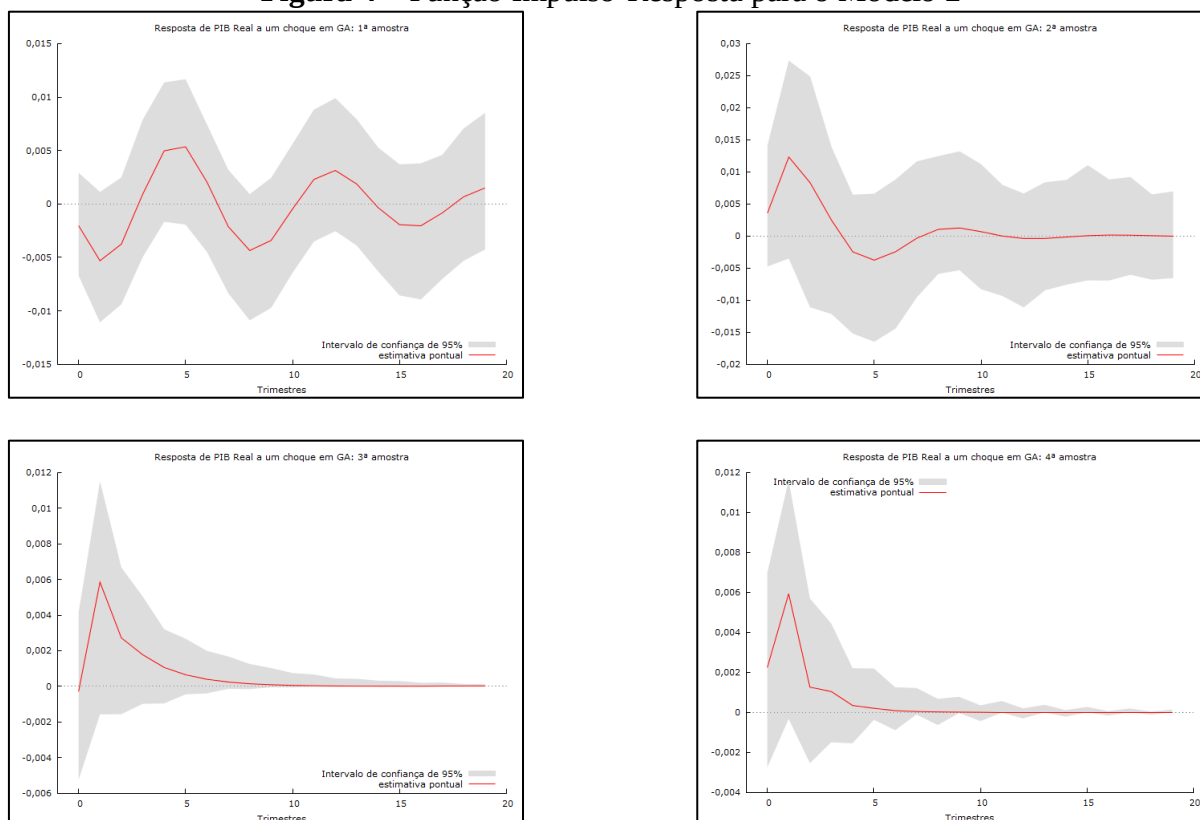
Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Por sua vez, da perspectiva das fases de queda da atividade econômica, é possível verificar que os percentuais de explicação da $\Delta\%$ PIB Real decresceu. Enquanto no período de contração visualizado na 1ª subamostra (11TR e 12TR) decaiu em 0,32%, na 2ª subamostra (17TR e 18TR) decresceu 0,08%, e na fase de recessão, ainda na 2ª subamostra (12TR ao 14TR), houve uma queda em 0,67%. Isto é, as informações contábeis, em períodos em que a economia cresce abaixo do seu potencial, desempenham um papel de queda na explicação da variação do crescimento econômico. Esse período é caracterizado por diminuição da produção e investimento (DIMITRAS; KYRIAKOU; IATRIDIS, 2015; MOTA, 2018).

4.4.2 Modelo 2: Δ GA e $\Delta\%$ PIB Real

Na Figura 4, o Modelo 2, representado por um dos *drivers* que formam a rentabilidade agregada, o Giro do Ativo, apresentou um comportamento semelhante a Δ RNOA, em que, para a 1ª amostra, apontou uma oscilação no que se refere a resposta da $\Delta\%$ PIB Real a um choque na Δ GA, o que, através da função de impulso-resposta, aponta para um comportamento cíclico, porém não de maneira totalmente regular, ao longo dos 20 trimestres. Segundo Lima (2005), esse tipo de movimentação pode indicar a existência de ciclos econômicos.

Figura 4 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 2

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

No entanto, nas demais amostras, observou-se que houve um choque positivo de modo descendente no desvio-padrão dos resíduos do crescimento econômico se estabilizando próximo ao 5º trimestre. Uma vez que o GA configura-se como a eficiência da empresa em gerenciar seus ativos de modo a obter receitas (SOLIMAN, 2004), tal comportamento infere em resultados positivos na $\Delta\%$ PIB Real. Portanto, o giro do ativo apresentou informações capazes de prever o crescimento do PIB real, ou seja, de maneira agregada, no uso de seus ativos para gerar receitas, possui informações capazes prever mudanças positivas na atividade econômica (BRITO, 2017; SILVA *et al.*, 2018).

A partir da Tabela 4, da perspectiva dos ciclos econômicos, é possível visualizar um impacto tímido da intensidade variância do giro do ativo em explicar a variância da $\Delta\%$ PIB Real. Na 1ª subamostra é possível verificar que, na fase de contração (10TR ao 12TR), há um decréscimo de apenas 0,05% da intensidade da variância da Δ GA em explicar a variância da $\Delta\%$ PIB Real. Semelhante aos achados do Modelo 1, o giro do ativo conseguiu ter um aumento, muito embora pequeno, da explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real nos períodos de aquecimento da atividade, sendo este resultado mais intenso para os períodos de expansão, em

especial o verificado na 2ª subamostra (08TR a 11TR), crescendo 0,03% contra 0,015% de aumento na fase de recuperação da última subamostra (05TR ao 12TR).

Tabela 4 – Decomposição da variância para o Modelo 2

TR ^a	1ª amostra			2ª amostra			3ª amostra			4ª amostra		
	EP ^b	ΔGA	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	Δ% PIB Real
1	0,00793	6,5820	93,4180	0,01821	3,8276	96,1724	0,00746	0,1517	99,8483	0,00755	8,8044	91,195
2	0,01160	24,1163	75,8837	0,02802	20,9154	79,0846	0,01047	31,6352	68,3648	0,01027	38,1361	61,863
3	0,01246	30,0483	69,9517	0,03020	25,5306	74,4694	0,01107	33,9384	66,0616	0,01047	38,1410	61,859
4	0,01297	28,2144	71,7856	0,03037	25,8907	74,1093	0,01133	34,8678	65,1322	0,01054	38,5405	61,459
5	0,01519	31,2219	68,7781	0,03115	25,2593	74,7407	0,01142	35,1734	64,8266	0,01056	38,5635	61,436
6	0,01676	35,8131	64,1869	0,03183	25,6071	74,3929	0,01145	35,2855	64,7145	0,01056	38,5767	61,423
7	0,01689	36,7406	63,2594	0,03197	25,9707	74,0293	0,01147	35,3265	64,6735	0,01056	38,5783	61,421
8	0,01737	36,2133	63,7867	0,03199	25,9416	74,0584	0,01147	35,3417	64,6583	0,01056	38,5788	61,421
9	0,01846	37,6676	62,3324	0,03209	25,8935	74,1065	0,01147	35,3473	64,6527	0,01056	38,5789	61,421
10	0,01893	39,0758	60,9242	0,03215	25,9426	74,0574	0,01147	35,3493	64,6507	0,01056	38,5789	61,421
11	0,01895	39,0535	60,9465	0,03216	25,9723	74,0277	0,01147	35,3501	64,6499	0,01056	38,5789	61,421
12	0,01931	39,0223	60,9777	0,03216	25,9648	74,0352	0,01147	35,3504	64,6496	0,01056	38,5789	61,421
13	0,01977	39,7254	60,2746	0,03217	25,9623	74,0377	0,01147	35,3505	64,6495			
14	0,01989	40,1452	59,8548	0,03218	25,9685	74,0315	0,01147	35,3505	64,6495			
15	0,01992	40,0393	59,9607	0,03218	25,9706	74,0294	0,01147	35,3506	64,6494			
16	0,02013	40,1311	59,8689	0,03218	25,9695	74,0305	0,01147	35,3506	64,6494			
17	0,02031	40,4572	59,5428	0,03218	25,9696	74,0304	0,01147	35,3506	64,6494			
18	0,02033	40,5538	59,4462	0,03218	25,9703	74,0297	0,01147	35,3506	64,6494			
19	0,02037	40,4990	59,5010	0,03218	25,9704	74,0296	0,01147	35,3506	64,6494			
20	0,02048	40,5919	59,4081	0,03218	25,9702	74,0298						

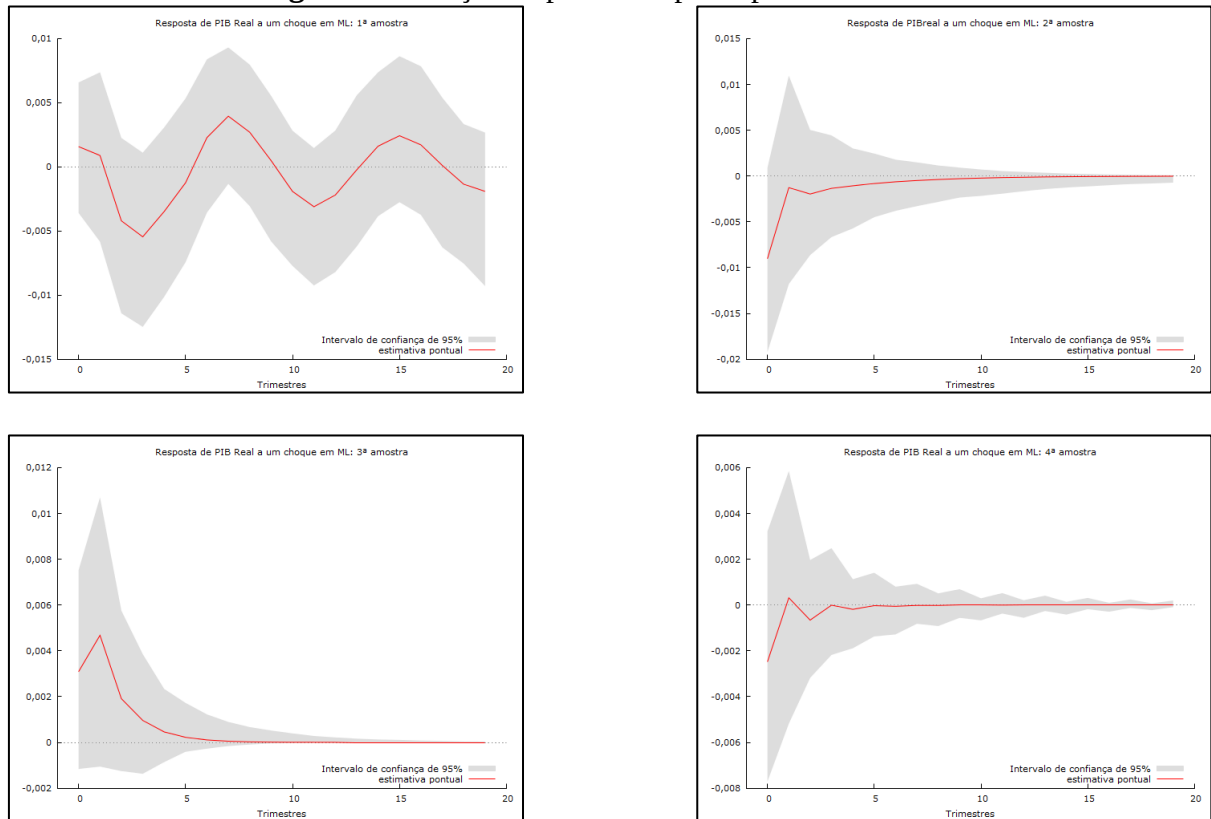
Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

4.4.3 Modelo 3: ΔML e Δ%PIB Real

Demonstrado na Figura 5, no Modelo 3, quando há um choque na ΔML, a taxa de crescimento do PIB Real responde oscilando na primeira amostra, positivamente, de maneira descendente, na terceira amostra e negativamente na segunda e quarta amostras. A predominância dos efeitos negativos dos choques para duas das amostras segregadas pode ser justificada pelo fato de existirem outros mecanismos e variáveis que podem interferir na relação entre a variação da margem líquida e o crescimento econômico resultando em uma relação inversa entre tais medidas, conforme argumenta Brito (2017). Importante ressaltar que a magnitude dos choques nessas amostras apresentou-se baixa e estabilizada.

A relação cíclica na primeira amostra continua semelhante às apresentadas para os Modelos 1 e 2, e um efeito positivo nos primeiros trimestres da amostra três podem inferir a relação entre o *driver* de rentabilidade agregada, margem líquida, e o crescimento econômico, resultados também encontrados nos estudos de Brito (2017), Konchitchki e Patatoukas (2013) e Silva *et al.* (2018).

Figura 5 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 3

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Com relação à Tabela 5, observa-se que, na fase de expansão da 1ª subamostra, no 7º e 8º trimestre, assim como no mesmo período para o Modelo 1, a variação da margem líquida se comportou de maneira crescente na explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real, representando uma evolução de 3,92%. Resultados semelhantes foram visualizados na expansão da mesma subamostra (14TR a 16TR), em que ocorreu um aumento em 1,3% na explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real. Nessa fase, conforme Kothari *et al.* (2014), as expectativas dos agentes são otimistas, há um crescimento dos investimentos, refletindo positivamente nas receitas e impactando positivamente nas margens.

Tabela 5 – Decomposição da variância para o Modelo 3

TR ^a	1ª amostra			2ª amostra			3ª amostra			4ª amostra		
	EP ^b	AML	Δ% PIB Real	EP ^b	AML	Δ% PIB Real	EP ^b	AML	Δ% PIB Real	EP ^b	AML	Δ% PIB Real
1	0,00773	4,1528	95,8472	0,02201	16,8368	83,1632	0,009275	11,0766	88,9234	0,00829	8,9426	91,057
2	0,01060	2,9040	97,0960	0,02745	11,0415	88,9585	0,011511	23,6877	76,3123	0,00989	6,3885	93,611
3	0,01192	14,7517	85,2483	0,03022	9,5347	90,4653	0,011894	24,7571	75,2429	0,01037	6,2161	93,783
4	0,01318	29,1973	70,8027	0,03175	8,8146	91,1854	0,011986	25,0200	74,9800	0,01056	5,9972	94,002
5	0,01462	29,4240	70,5760	0,03264	8,4522	91,5478	0,012007	25,0782	74,9218	0,01062	5,9555	94,044
6	0,01575	25,9948	74,0052	0,03315	8,2530	91,7470	0,012012	25,0918	74,9082	0,01065	5,9278	94,072
7	0,01612	26,8099	73,1901	0,03346	8,1401	91,8599	0,012013	25,0950	74,9050	0,01066	5,9206	94,079
8	0,01665	30,7267	69,2733	0,03364	8,0746	91,9254	0,012013	25,0957	74,9043	0,01066	5,9169	94,083
9	0,01740	30,5418	69,4582	0,03374	8,0362	91,9638	0,012013	25,0959	74,9041	0,01066	5,9158	94,084
10	0,01797	28,7220	71,2780	0,03381	8,0135	91,9865	0,012013	25,0959	74,9041	0,01066	5,9153	94,084
11	0,01818	29,1829	70,8171	0,03384	8,0001	91,9999	0,012013	25,0959	74,9041	0,01066	5,9152	94,084
12	0,01849	31,0442	68,9558	0,03387	7,9921	92,0079	0,012013	25,0959	74,9041	0,01066	5,9151	94,084
13	0,01893	30,9396	69,0604	0,03388	7,9873	92,0127	0,012013	25,0959	74,9041			
14	0,01925	29,9542	70,0458	0,03389	7,9845	92,0155	0,012013	25,0959	74,9041			
15	0,01937	30,2701	69,7299	0,03389	7,9828	92,0172	0,012013	25,0959	74,9041			
16	0,01956	31,2386	68,7614	0,03390	7,9818	92,0182	0,012013	25,0959	74,9041			
17	0,01983	31,1286	68,8714	0,03390	7,9812	92,0188	0,012013	25,0959	74,9041			
18	0,02001	30,5678	69,4322	0,03390	7,9808	92,0192	0,012013	25,0959	74,9041			
19	0,02008	30,7990	69,2010	0,03390	7,9806	92,0194	0,012013	25,0959	74,9041			
20	0,02020	31,3438	68,6562	0,03390	7,9805	92,0195						

Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Para as fases de contração e recessão, houve um decréscimo mais acentuado para a explicação da variância da taxa de crescimento do PIB Real. A recessão na 1ª subamostra encontrada no 9º e 10º trimestres evidenciou uma queda no nível de explicação da variância do crescimento econômico advindo da margem líquida em 1,82%, enquanto para a 2ª subamostra (01TR e 02TR) incorreu em uma queda de 5,8%. Por sua vez, a contração da 2ª subamostra (17TR e 18TR) e 4ª subamostra (01TR a 04TR) caíram 0,004% e 2,95%, respectivamente.

Tais resultados estão ligados ao fato de que períodos de desaquecimento da economia são acompanhados de uma redução gradativa das operações das empresas, pressionando as receitas para baixo, o que causa a diminuição das margens de produtividade (DOMOWITZ; HUBBARD; PETERSEN, 1987).

4.4.4 Modelo 4: ΔGA, ΔML e Δ%PIB Real

O Modelo 4, que evidencia em conjunto a relação entre os *drivers* que formam a rentabilidade agregada (GA e ML) e o crescimento econômico, apresentou em sua análise um comportamento em conjunto semelhante quando comparado aos resultados demonstrados pelos indicadores de maneira individualizada. Entretanto, na variação da margem líquida diante da perspectiva agrupada, observam-se trajetórias positivas mais intensificadas em todas as amostradas segregadas, conforme a Figura 6, diferentemente da encontrada no Modelo 3.

Isto é, dado um choque no desvio-padrão dos resíduos da ΔML há um desvio positivo da ΔPIB Real, representando a relevância dos *drivers* do RNOA na dinâmica macroeconômica.

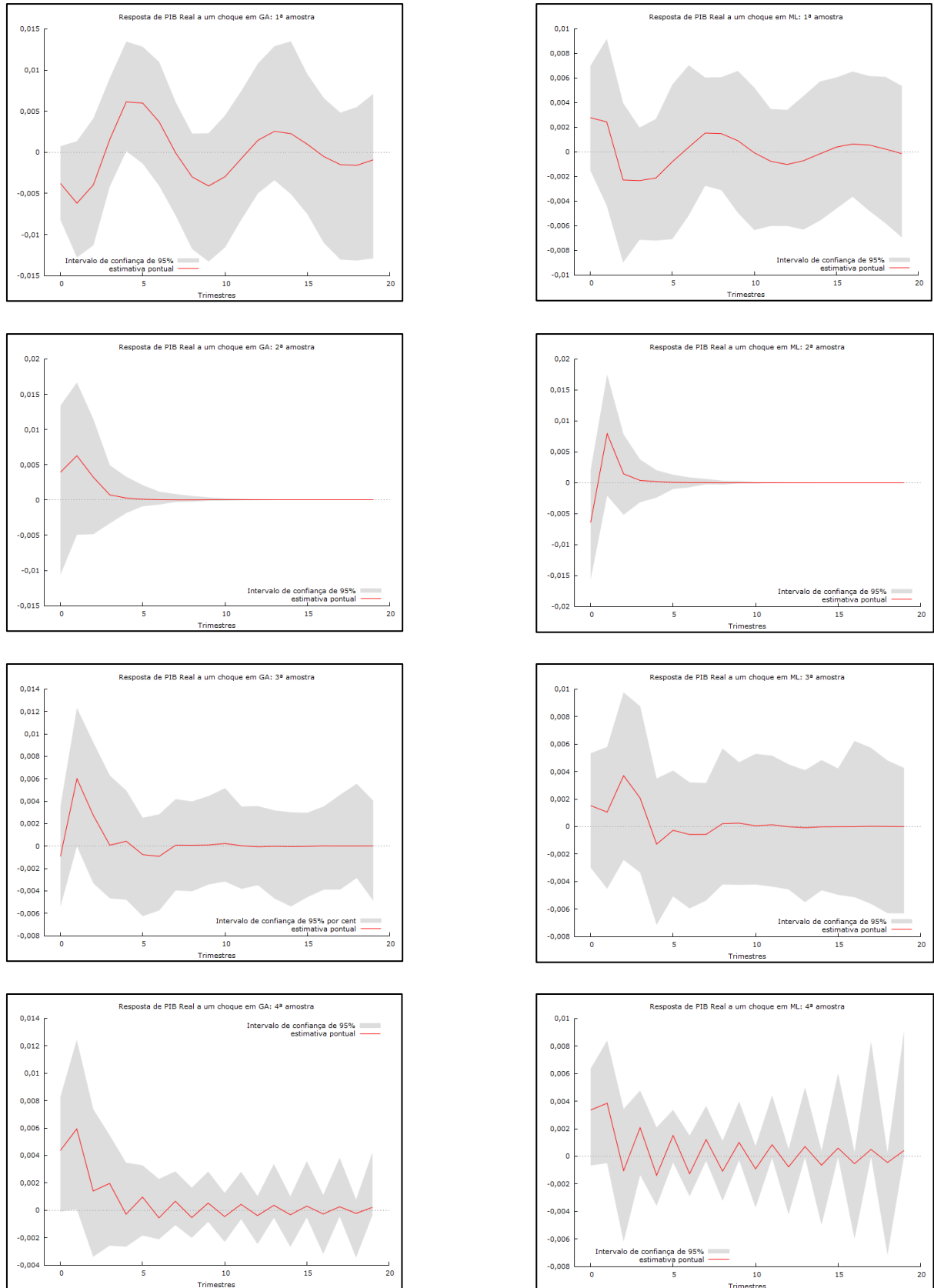
A magnitude desse resultado para a ΔML é vista com maior intensidade na segunda amostra, no 1º trimestre, quando, no período posterior, há uma queda até que se estabilize. Esse choque positivo em declive ocorreu no período classificado como recessão, e, conforme já exposto, nessa fase o PIB se comporta de maneira descendente, mas ainda com variações acima da média, além disso, de acordo com Brito (2017), o indicador de margem líquida reflete o contexto de mercado no qual a empresa está inserida, e a composição da amostra engloba empresas de setores e contextos distintos, tornando complexa a inferência acerca das relações entre as variáveis.

Através da Tabela 6, para a ΔGA houve um crescimento mais acentuado (2,77%) nos períodos de expansão apresentados na 1ª subamostra (05TR ao 08TR) que quando comparado ao mesmo período na mesma subamostra (14TR a 16TR) aos resultados evidenciados na 2ª subamostra (15TR e 16TR), os quais apresentaram um crescimento de apenas 0,13% e 0,18%, respectivamente. Já na fase de recuperação, sozinha, a variância da ΔGA demonstrou um percentual crescente de explicação da variância da $\Delta\% PIB$ Real menor, chegando a 0,06% na 3ª subamostra (12TR e 13TR). Em conjunto com a ΔML , a variação do giro do ativo se comportou de modo semelhante ao apresentado de maneira individual (Modelo 2).

Ao passo que, na fase de expansão, a variância da ΔML em explicar a variância da $\Delta\% PIB$ Real cresceu em 0,52% na 1ª subamostra (07TR e 08TR), 7,99% (09TR e 11TR) e 1,88% (15TR e 16TR) ambas na 2ª subamostra. A variância da variação da margem líquida em períodos de recuperação apresentou um percentual crescente de explicação de 2,68% para a 2ª subamostra (19TR e 20TR) e 4,33% na 4ª subamostra (05TR a 12TR). Concomitante com a ΔGA , no geral, nas fases de aquecimento da economia o comportamento crescente da ΔML conseguiu explicar melhor a variância do crescimento econômico que quando confrontado aos resultados apresentados no modelo individual (Modelo 3).

No que se refere às fases de queda da economia, em conjunto, houve uma queda tanto na variância do giro do ativo quanto da margem líquida em explicar a variância da $\Delta\% PIB$ Real, no entanto, em intensidades distintas. A ΔGA , no período de contração da 1ª subamostra (11TR e 12TR), decaiu em 0,12%, 0,09% na 2ª subamostra (17TR e 18TR), 0,01% na 3ª subamostra e 0,45% na última subamostra (02TR a 04TR). Na recessão, a intensidade da queda da explicação da variância do crescimento econômico resultante da variância da variável contábil ΔGA foi maior, representando um decréscimo de explicação de 2,78% na 3ª subamostra (02TR a 07TR).

Figura 6 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 4



Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela 6 – Decomposição da variância para o Modelo 4

TR ^a	1ª amostra				2ª amostra				3ª amostra				4ª amostra			
	EP ^b	ΔGA	ΔML	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	ΔML	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	ΔML	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	ΔML	Δ% PIB Real
1	0,00817	21,5499	11,5395	66,9106	0,00954	14,4479	19,7227	65,8294	0,00572	2,5556	7,0622	90,3822	0,00695	39,1944	23,3079	37,4977
2	0,01345	29,1732	7,5166	63,3101	0,01376	7,2702	56,9148	35,8150	0,00986	37,9373	3,5070	58,5557	0,01027	51,3385	24,7105	23,9510
3	0,01505	30,2452	8,3070	61,4477	0,01568	5,9526	62,0132	32,0341	0,01098	36,7174	14,1888	49,0939	0,01044	51,4893	24,9139	23,5968
4	0,01532	30,2650	10,3413	59,3937	0,01655	6,7118	61,5231	31,7651	0,01120	35,3082	17,0579	47,6339	0,01085	50,8820	26,7048	22,4132
5	0,01726	36,4681	9,6644	53,8674	0,01982	6,0157	45,0083	48,9760	0,01128	34,9417	18,1013	46,9570	0,01095	50,1002	27,8553	22,0445
6	0,01918	39,2264	7,9983	52,7753	0,02264	5,9202	50,6024	43,4774	0,01136	34,8954	17,9002	47,2044	0,01110	49,4886	28,9404	21,5710
7	0,01998	39,5351	7,4085	53,0563	0,02418	5,4954	56,0767	38,4280	0,01142	35,1947	17,9829	46,8224	0,01119	48,9598	29,7712	21,2690
8	0,02006	39,2314	7,9276	52,8411	0,02595	6,4914	55,9369	37,5717	0,01143	35,1081	18,1886	46,7033	0,01127	48,5413	30,4654	20,9934
9	0,02045	39,8814	8,1454	51,9731	0,02926	6,4013	44,9261	48,6726	0,01143	35,0977	18,2161	46,6862	0,01134	48,1935	31,0254	20,7811
10	0,02121	40,8430	7,7591	51,3979	0,03190	6,1103	47,1174	46,7722	0,01144	35,0722	18,2465	46,6814	0,01140	47,9108	31,4872	20,6019
11	0,02165	41,0738	7,4462	51,4800	0,03389	5,6280	52,9241	41,4479	0,01144	35,0922	18,2382	46,6695	0,01145	47,6770	31,8664	20,4566
12	0,02171	40,9464	7,5261	51,5275	0,03660	5,9794	53,9789	40,0417	0,01144	35,0882	18,2476	46,6642	0,01149	47,4844	32,1799	20,3357
13	0,02180	41,0567	7,6861	51,2572	0,04029	6,3351	45,2221	48,4428	0,01144	35,0898	18,2471	46,6631				
14	0,02207	41,3865	7,6064	51,0071	0,04328	6,1455	45,3028	48,5517	0,01144	35,0877	18,2513	46,6610				
15	0,02230	41,5577	7,4542	50,9881	0,04598	5,5265	51,3449	43,1286	0,01144	35,0880	18,2511	46,6609				
16	0,02236	41,5198	7,4436	51,0365	0,04974	5,7067	53,2291	41,0642	0,01144	35,0881	18,2511	46,6608				
17	0,02238	41,5171	7,5145	50,9684	0,05420	6,2867	45,6019	48,1114	0,01144	35,0882	18,2511	46,6607				
18	0,02247	41,6324	7,5157	50,8519	0,05792	6,1900	44,1826	49,6274	0,01144	35,0881	18,2513	46,6606				
19	0,02258	41,7280	7,4530	50,8190	0,06160	5,5009	50,2183	44,2807	0,01144	35,0881	18,2513	46,6605				
20	0,02262	41,7304	7,4275	50,8421	0,06662	5,5669	52,9032	41,5299								

Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

A ΔML variou negativamente em menor intensidade nos períodos de recessão e contração, apresentando uma queda de 0,38% na fase de recessão do 9º e 10º trimestres da 1ª subamostra e 1,42% na contração demonstrada no 17º e 18º trimestre da 2ª subamostra. Salienta-se que as fases de decréscimo econômico são caracterizadas por quedas de investimentos (CORRADI, 2016), o que afetam as margens em última instância.

4.4.5 Modelo 5: ΔGA , ΔMO , ΔCT e $\Delta \% PIB$ Real

Conforme anteriormente exposto, as mudanças na Margem Líquida (ML) podem ser decorrentes de mudanças na Margem Operacional (MO) e no Capital Tangível (CT) (KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013). O último modelo estimado da rentabilidade agregada, utilizando a decomposição do ML em conjunto com o GA, demonstrou, através da função impulso-resposta, na Figura 7, que os choques no longo prazo foram mais consistentes na segunda amostra, apresentando para todos os *drivers* de rentabilidade agregada um comportamento tido como cíclico (LIMA, 2005). Este resultado aponta a influência das informações contábeis, por meio dos indicadores econômico-financeiros, no crescimento econômico.

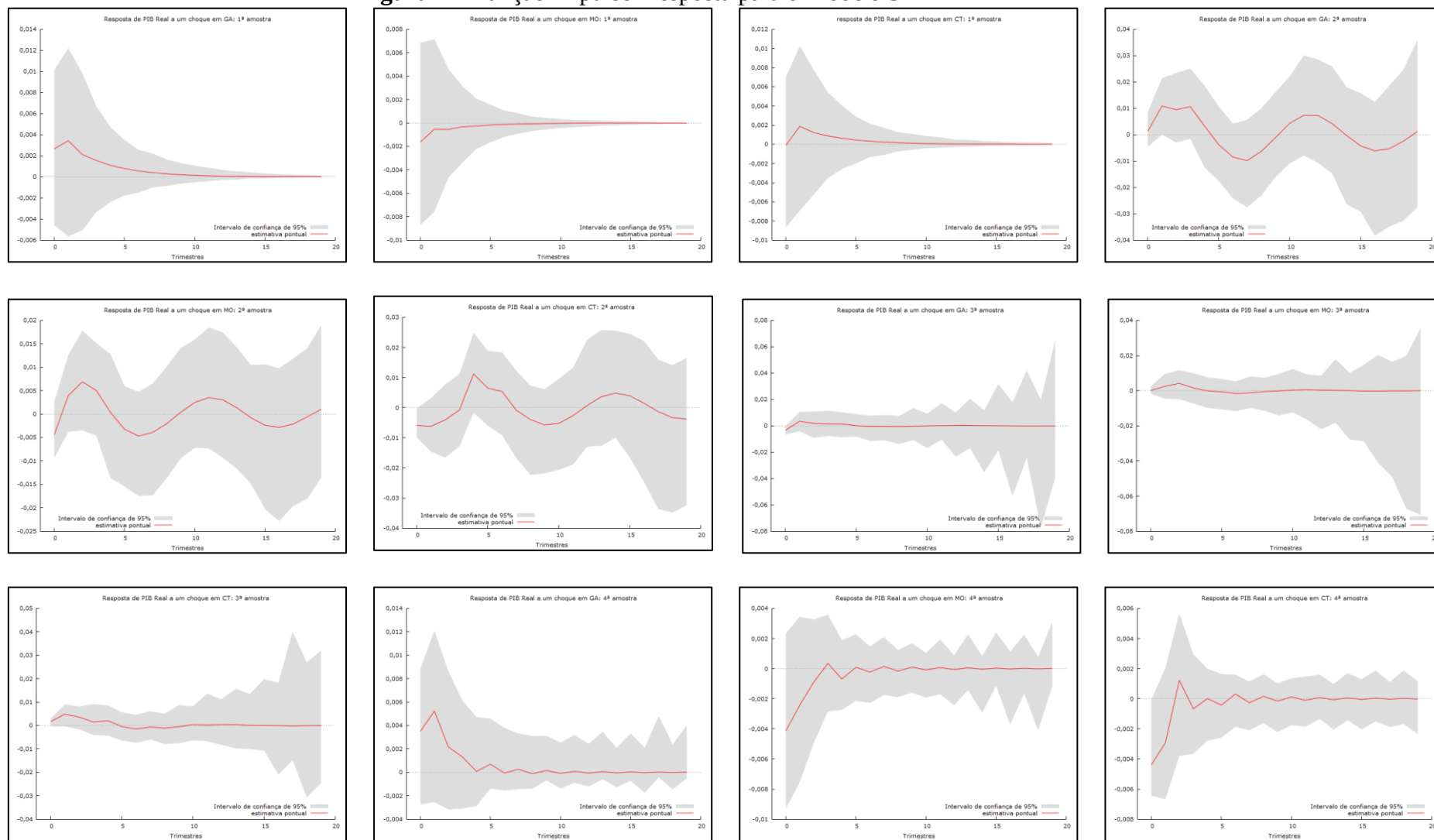
A ΔCT , que trata-se do indicador de capital mínimo exigido para produzir um bem ou serviço, demonstrou, por sua vez, um efeito negativo ascendente nos primeiros trimestres na quarta amostra, sendo esse período marcado por uma contração na economia brasileira, seguido um período longo de recuperação. O período de passagem da fase de contração para a recuperação é marcado pela reestruturação da eficiência marginal do capital, em que, segundo Corradi (2016), tem a extensão da vida útil dos bens duráveis como um dos fatores que proporcionam essa virada, o que pode ter justificado o efeito ascendente da ΔCT sobre a variação macroeconômica no período.

Na Tabela 7, é possível visualizar que para os períodos de aquecimento há um baixo aumento na influência da variação do giro do ativo e margem operacional sobre o crescimento econômico. Em conjunto, na fase de expansão da 1ª subamostra (07TR e 08TR) a variação do giro do ativo só conseguiu explicar a variância da $\Delta \% PIB$ Real em um aumento de 0,005%, enquanto que na mesma fase para a margem operacional da 2ª subamostra (12TR ao 13TR) incorreu um incremento de explicação de 0,03%. Em contrapartida, a ΔCT teve um acréscimo maior no período de expansão da 2ª subamostra (08TR a 11TR), sendo ele de 2,53%.

Por outro lado, na fase de recessão, é possível visualizar uma expressiva queda na explicação da variância da $\Delta \% PIB$ Real advinda de todas as variáveis contábeis do modelo.

Na 2ª subamostra (01TR e 02TR), observa-se uma queda de 13,22% e 19,96% na explicação da variância do crescimento econômico decorrentes da variância da ΔMO e ΔCT , respectivamente. Este achado também foi verificado de maneira intensa para a ΔGA na 1ª subamostra (01TR a 07TR), representando uma queda de 49,37%. Nos períodos de recessão ocorre uma ineficiência dos investimentos e redução na produção (MOTA, 2018), e, portanto, sucedendo na queda dos resultados das empresas.

Figura 7 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 5



Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela 7 – Decomposição da variância para o Modelo 5

TR ^a	1ª amostra					2ª amostra					3ª amostra					4ª amostra				
	EP ^b	ΔGA	ΔMO	ΔCT	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	ΔMO	ΔCT	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	ΔMO	ΔCT	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔGA	ΔMO	ΔCT	Δ% PIB Real
1	0,01447	3,3745	1,2682	0,0057	95,3516	0,00889	2,0739	24,7773	43,9730	29,1758	0,00395	74,7026	0,1897	17,8063	7,3014	0,00748	21,8737	30,5419	34,5116	13,0728
2	0,01866	5,3823	0,8429	1,0008	92,7740	0,01744	39,4747	11,5554	24,0080	24,9619	0,00798	36,6539	9,3612	41,3214	12,6635	0,00995	39,8504	23,1534	28,1942	8,8021
3	0,02038	5,5959	0,7778	1,1945	92,4318	0,02233	42,1100	16,5646	17,9616	23,3637	0,01002	26,6328	23,1808	38,9842	11,2023	0,01031	41,5042	22,3155	27,6587	8,5216
4	0,02120	5,7040	0,7423	1,2686	92,2852	0,02532	50,3055	16,8106	14,0707	18,8132	0,01037	26,6540	23,8149	38,4159	11,1152	0,01044	42,0958	21,8888	27,4018	8,6136
5	0,02161	5,7460	0,7294	1,3062	92,2184	0,02808	42,2508	13,6829	27,2836	16,7827	0,01072	26,5127	22,3164	39,6592	11,5116	0,01046	41,9084	22,2275	27,2764	8,5877
6	0,02181	5,7682	0,7220	1,3225	92,1872	0,02967	39,5003	13,4436	29,1701	17,8860	0,01075	26,3443	22,5561	39,5996	11,5000	0,0105	42,0803	22,0950	27,2703	8,5544
7	0,02192	5,7785	0,7188	1,3313	92,1714	0,03215	40,6040	13,5726	27,6545	18,1689	0,01102	25,3313	23,6710	39,5870	11,4107	0,0105	42,0226	22,1131	27,3223	8,5420
8	0,02197	5,7839	0,7171	1,3354	92,1636	0,03401	44,6443	13,4497	24,7642	17,1419	0,01113	25,0709	24,4822	39,1639	11,2829	0,01051	42,0209	22,1009	27,3440	8,5341
9	0,02200	5,7865	0,7162	1,3376	92,1596	0,03488	45,7152	13,1370	24,8394	16,3084	0,01123	24,9788	24,2283	39,4238	11,3691	0,01051	42,0066	22,1141	27,3503	8,5290
10	0,02201	5,7879	0,7158	1,3387	92,1576	0,03547	44,3143	12,7177	26,6552	16,3128	0,01125	24,9916	24,1497	39,4801	11,3786	0,01052	42,0064	22,1119	27,3564	8,5252
11	0,02202	5,7886	0,7156	1,3392	92,1566	0,03645	43,3753	12,5065	27,2925	16,8258	0,01127	24,9327	24,1940	39,4956	11,3778	0,01052	42,0015	22,1135	27,3621	8,5228
12	0,02202	5,7889	0,7155	1,3395	92,1561	0,03767	44,4396	12,5756	26,0549	16,9299	0,01128	24,8659	24,3756	39,4083	11,3503	0,01052	41,9996	22,1135	27,3657	8,5213
13	0,02202	5,7891	0,7154	1,3397	92,1558	0,03855	45,9600	12,6263	24,9113	16,5023	0,01132	24,8344	24,4030	39,4104	11,3522					
14	0,02202	5,7892	0,7154	1,3397	92,1557	0,03897	46,1159	12,4712	25,2550	16,1579	0,01132	24,8078	24,3805	39,4507	11,3610					
15	0,02202	5,7892	0,7154	1,3398	92,1556	0,03936	45,2130	12,2649	26,2449	16,2772	0,01132	24,8129	24,3800	39,4471	11,3600					
16	0,02202	5,7892	0,7154	1,3398	92,1556	0,04002	44,8863	12,2213	26,3503	16,5421	0,01132	24,8088	24,3942	39,4394	11,3577					
17	0,02202	5,7893	0,7154	1,3398	92,1556	0,04072	45,6230	12,2932	25,5740	16,5097	0,01132	24,8037	24,4071	39,4332	11,3559					
18	0,02202	5,7893	0,7154	1,3398	92,1556	0,04117	46,3322	12,2953	25,1264	16,2462	0,01132	24,7946	24,4069	39,4408	11,3577					
19	0,02202	5,7893	0,7154	1,3398	92,1556	0,04139	46,1933	12,1857	25,5075	16,1135	0,01132	24,7934	24,4101	39,4394	11,3571					
20	0,02202	5,7893	0,7154	1,3398	92,1556	0,04166	45,6714	12,0874	26,0084	16,2327										

Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

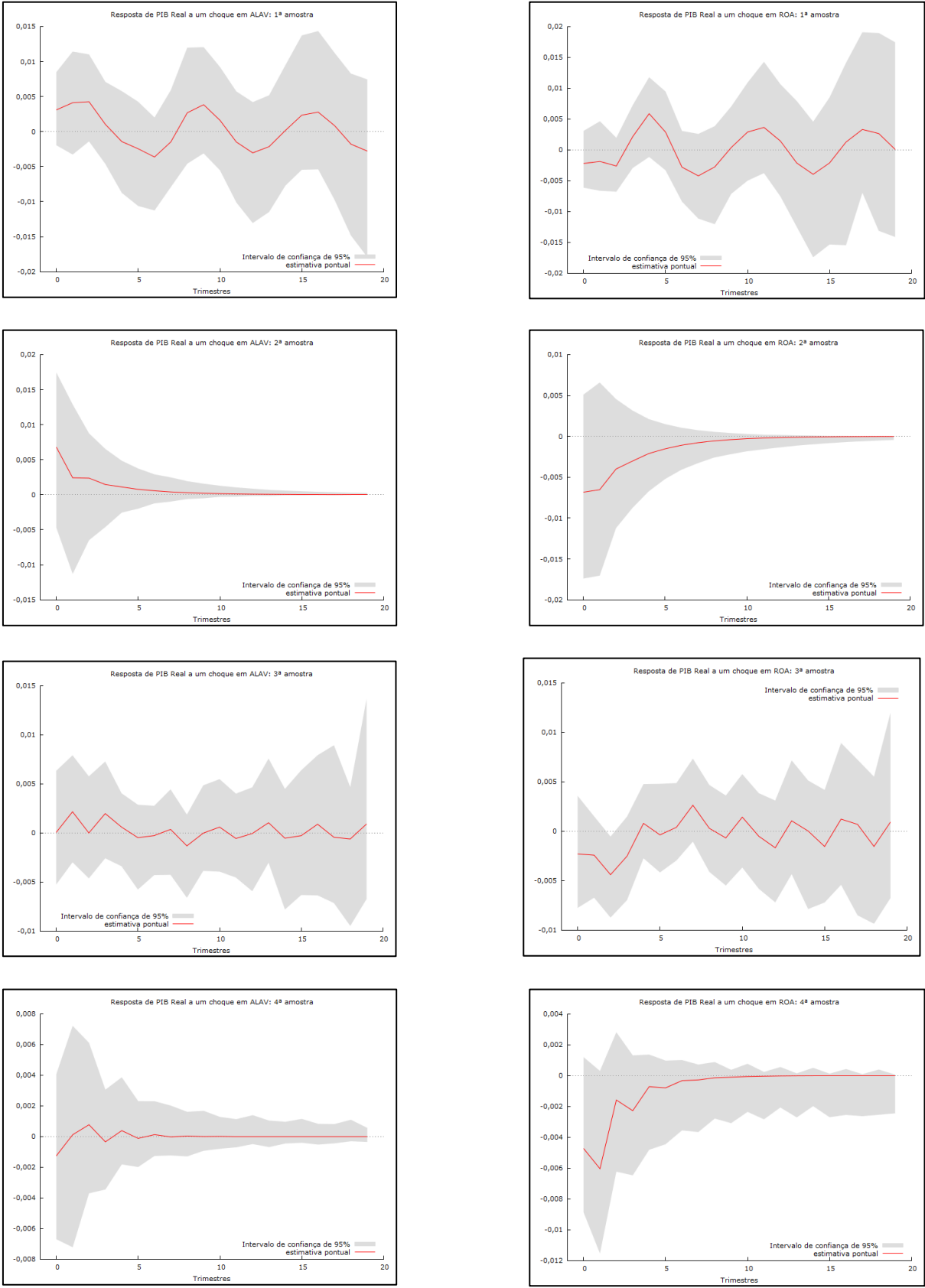
4.4.6 Modelo 6: Δ ALAV, Δ ROA e Δ %PIB Real

A verificação do Modelo 6 deu-se com a introdução de um indicador de estrutura de capital (Δ ALAV) conjuntamente com um indicador de rentabilidade tradicional (Δ ROA), uma vez que há relação direta entre as variáveis (BOOTH *et al.*, 2001; DELEN; KUZHEY; UYAR, 2013; PORTAL, ZANI; SILVA, 2013; SILHAN, 2014). Através da Figura 8, é possível visualizar que, para a função impulso-resposta, a primeira e a terceira amostras configuram-se como as únicas que apresentaram uma movimentação cíclica.

No que se refere a Δ ROA, nos primeiros trimestres de todas as amostras os choques nesta variável provocam uma resposta negativa ascendente na Δ %PIB Real, sendo o ápice em magnitude no primeiro trimestre da quarta amostra. Tal achado pode estar ligado ao fato de que nos trimestres iniciais de cada uma das amostras decorre de períodos de desaquecimento da economia em direção a períodos de crescimento, em que os níveis de investimentos estão baixos e as empresas tendem a apresentar resultados negativos (CORRADI; 2016).

Em contrapartida, a Δ ALAV apontou um efeito positivo nos trimestres iniciais das três primeiras amostras. Watts e Zimmerman (1990) argumentam que o nível alto de endividamento pode induzir os gestores a selecionar procedimentos contábeis que visem aumentar o lucro, o que poderia facilitar a entrada de capital para financiamento de novos projetos. Além disso, as empresas tendem a aumentar o nível de endividamento devido a diversos fatores externos, como o aumento da pressão do mercado pelo controle corporativo dos detentores de dívida (FRANK; GOYAL; 2009).

Figura 8 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 6



Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela 8 – Decomposição da variância para o Modelo 6

TR ^a	1ª amostra				2ª amostra				3ª amostra				4ª amostra			
	EP ^b	ΔALAV	ΔROA	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔALAV	ΔROA	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔALAV	ΔROA	Δ% PIB Real	EP ^b	ΔALAV	ΔROA	Δ% PIB Real
1	0,00667	21,3549	11,0467	67,5984	0,02282	8,8526	8,9706	82,1768	0,00753	0,0038	9,4248	90,5714	0,00748	2,8657	39,9368	57,1975
2	0,01017	25,5049	8,1955	66,2996	0,02858	6,3570	10,9501	82,6929	0,00921	5,4590	13,2462	81,2948	0,01012	1,5777	57,4370	40,9853
3	0,01144	34,0526	11,7483	54,1991	0,03100	5,9844	10,9795	83,0361	0,01050	4,1964	27,7800	68,0236	0,01050	1,9975	55,6643	42,3382
4	0,01221	30,5897	13,3852	56,0251	0,03220	5,7477	11,0662	83,1861	0,01137	6,5774	28,6870	64,7356	0,01082	1,9865	56,8337	41,1798
5	0,01430	23,2818	26,5444	50,1738	0,03280	5,6532	11,0827	83,2641	0,01142	6,7765	28,8690	64,3545	0,01088	2,0864	56,6284	41,2851
6	0,01523	23,1519	26,9769	49,8711	0,03311	5,6030	11,0943	83,3027	0,01187	6,4517	26,8640	66,6844	0,01093	2,0843	56,7380	41,1777
7	0,01595	26,3136	27,7223	45,9641	0,03326	5,5785	11,0989	83,3226	0,01188	6,4955	26,9275	66,5770	0,01094	2,0924	56,7242	41,1835
8	0,01687	24,2730	31,0441	44,6829	0,03334	5,5658	11,1014	83,3328	0,01222	6,2150	30,0067	63,7783	0,01094	2,0909	56,7346	41,1745
9	0,01812	23,2142	29,2710	47,5148	0,03339	5,5594	11,1027	83,3380	0,01253	7,0354	28,6016	64,3630	0,01094	2,0911	56,7346	41,1742
10	0,01867	26,0830	27,6036	46,3134	0,03341	5,5560	11,1033	83,3407	0,01262	6,9401	28,5081	64,5517	0,01094	2,0909	56,7356	41,1735
11	0,01913	25,5411	28,5531	45,9058	0,03342	5,5543	11,1036	83,3421	0,01276	7,0014	29,1257	63,8729	0,01094	2,0908	56,7358	41,1733
12	0,02010	23,6973	29,1354	47,1673	0,03342	5,5534	11,1038	83,3428	0,01286	7,0868	28,8153	64,0979	0,01094	2,0908	56,7359	41,1733
13	0,02057	24,8137	28,2995	46,8868	0,03343	5,5529	11,1039	83,3432	0,01306	6,8756	29,6101	63,5142				
14	0,02082	25,3120	28,7003	45,9877	0,03343	5,5527	11,1039	83,3434	0,01322	7,3280	29,5443	63,1277				
15	0,02150	23,7394	30,3378	45,9228	0,03343	5,5526	11,1040	83,3435	0,01337	7,3320	28,8805	63,7874				
16	0,02202	23,7660	29,8605	46,3735	0,03343	5,5525	11,1040	83,3435	0,01347	7,2659	29,7729	62,9612				
17	0,02224	24,8419	29,5817	45,5764	0,03343	5,5525	11,1040	83,3435	0,01362	7,5200	29,9086	62,5714				
18	0,02266	24,0589	30,6116	45,3294	0,03343	5,5525	11,1040	83,3435	0,01381	7,4247	29,3558	63,2194				
19	0,02322	23,5164	30,4441	46,0395	0,03343	5,5525	11,1040	83,3436	0,01391	7,5162	30,1744	62,3094				
20	0,02346	24,4569	29,8324	45,7107	0,03343	5,5525	11,1040	83,3436								

Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Respaldando-se na Tabela 8, exceto para a 4ª subamostra, nota-se que um choque no desvio-padrão dos resíduos da variação do PIB Real é explicado em maior magnitude por ela mesma. Observando o poder explicativo das variáveis contábeis, percebe-se que, para as fases de expansão e recuperação da economia brasileira, a ΔROA se sobressaiu em relação à $\Delta ALAV$, apresentando um aumento de poder explicativo da variância da $\Delta \% PIB$ Real para a 1ª subamostra (07TR e 08TR) de 3,32% contra 0,004% da $\Delta ALAV$ para a 4ª subamostra (05TR a 12TR). Deste modo, verificou-se que a rentabilidade pelo método tradicional apresentou um comportamento semelhante ao demonstrado pelo método DuPont (Modelo 1).

Ainda conforme a decomposição da variância, nas fases de desaquecimento da economia, a ΔROA , em momentos de recessão, demonstrou uma intensidade de queda mais elevada que quando comparado aos momentos de contração. Nesta fase, a variância da ΔROA conseguiu explicar a variância do crescimento econômico em 1,67% na 1ª subamostra (09TR e 10TR) enquanto que na contração houve uma queda de 0,78% na mesma subamostra (18TR ao 20TR).

Quanto à $\Delta ALAV$, ficou constatado que, em algumas subamostras, houve o crescimento da explicação da variância da $\Delta \% PIB$ Real nas fases de recessão e contração. Na contração da 1ª subamostra (02TR e 03TR) houve um aumento de 8,55% da explicação da variância do crescimento econômico decorrente da variância da $\Delta ALAV$, e durante a fase de contração o aumento ocorreu em 6,49%. Navarro-García e Madrid-Guijarro (2016) explicam que as empresas emitem alertas que permitem predizer momentos macroeconômicos de queda, como a presença de uma alavancagem crescente, uma vez que isso possibilita inferir a ocorrência de uma situação financeira fraca por parte das empresas, o que futuramente pode implicar em recessões.

4.4.7 Modelo 7: $\Delta L C$, ΔROE e $\Delta \% PIB$ Real

Por fim, o último modelo analisado se utiliza da influência da liquidez corrente (LC) e do retorno sobre o patrimônio líquido (ROE). A gestão eficiente da liquidez envolve o planejamento e controle dos ativos e passivos da empresa, e, de acordo com Eljelly (2004), a medida final da eficiência do planejamento e controle da liquidez é o efeito que ela tem sobre o lucro e o valor dos acionistas. O autor ainda argumenta que a liquidez afeta diretamente o lucro da empresa, e esse efeito decorre da necessidade de a empresa tomar empréstimos para financiar o capital de giro e lacunas de caixa.

Na Figura 9, constatou-se que a ΔLC conferiu efeitos positivos sobre $\Delta\%PIB$ Real na primeira, segunda e quarta amostras, de tal modo que choques positivos na liquidez corrente impactam positivamente o crescimento econômico brasileiro, achados semelhantes foram vistos por Brito (2017). Salienta-se que essa relação deu-se em curto prazo, tendo em vista que a liquidez corrente é dinâmica.

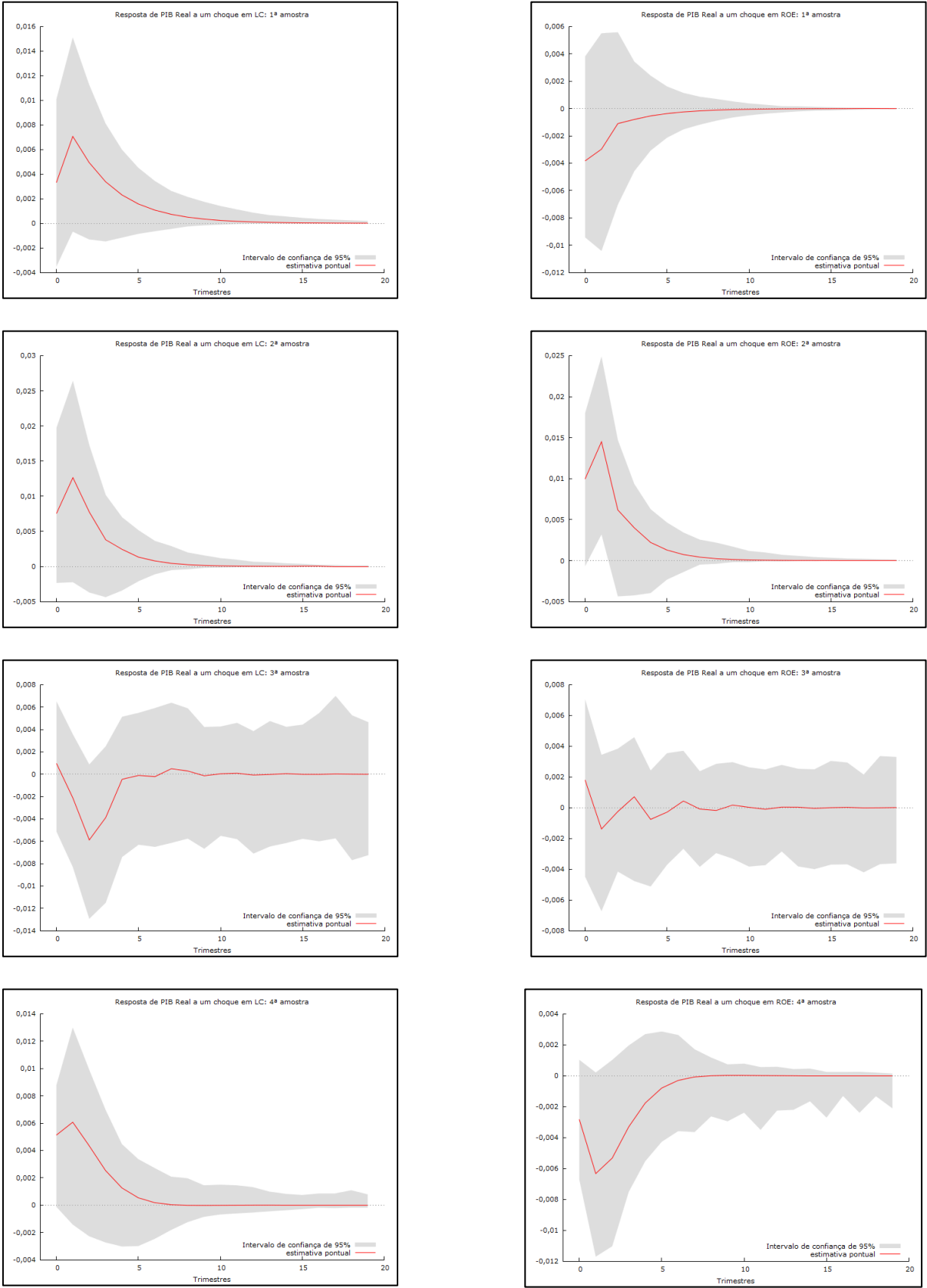
Outra observação importante é que esses efeitos positivos foram percebidos em momentos de desaceleração da economia, e isso se deve, em parte, ao fato de que as empresas tendem a não pensar em aumentar a eficiência da gestão da liquidez até que a entidade esteja passando por momentos de crise ou de estar à beira da falência (NICHOLAS, 1991). Ademais, Eljelly (2004) aponta que a gestão da liquidez assume maior importância em tempos conturbados.

Para a ΔROE , a resposta da $\Delta\%PIB$ Real teve o seu ápice na segunda amostra, de maneira que apresentou um efeito positivo em todos os trimestres até que se dissipasse. Para a quarta amostra, a variação do retorno sobre o patrimônio líquido teve seu ápice de maneira negativa ascendente e mais consistente que nas demais amostras. Assim como na ΔROA , esse período foi marcado por uma contração, em que as empresas apresentaram maiores dificuldades, o que pode ter contribuído para tal achado. Além disso, a literatura versa sobre o relacionamento inverso entre liquidez e rentabilidade (DAVIDSON; DUTIA, 1991; ELJELLY, 2004; KIM; MAUER; SHERMAN, 1998; SHIN; SOENEN, 2000).

Quanto aos percentuais de proporção de participação de cada variável na variância das demais variáveis do modelo expostos na Tabela 9, observa-se que, nas fases de crescimento da economia, as variáveis contábeis do modelo tiveram uma elevação tímida. Deste modo, a variância da ΔLC conseguiu explicar 0,04% da variância da $\Delta\%PIB$ Real na 1ª subamostra (07TR e 08TR) na fase de expansão, enquanto que, para a mesma fase do ciclo econômico brasileiro, a variância da ΔROE na 2ª subamostra (08TR ao 11TR) cresceu apenas 0,0005% em percentual de explicação da variância do crescimento econômico.

No que se refere às fases de queda da economia, para a recessão, a variância da ΔLC conseguiu ter sua explicação decrescida em 0,85% na 3ª subamostra (04TR ao 07TR) contra uma queda com maior intensidade na fase de contração, sendo esta representada por 7,83% na 4ª subamostra (01TR ao 04TR). Por fim, a variância da variação da rentabilidade sobre o patrimônio líquido se comportou na fase de recessão de modo decrescente em 2,33% para a 3ª subamostra (01TR ao 07TR) e em 0,87% em queda para a 1ª subamostra (02TR e 03TR) no período de contração.

Figura 9 – Função Impulso-Resposta para o Modelo 7



Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela 9 – Decomposição da variância para o Modelo 7

TR ^a	1ª amostra				2ª amostra				3ª amostra				4ª amostra			
	EP ^b	ALC	ΔROE	Δ%PIB Real	EP ^b	ALC	ΔROE	Δ%PIB Real	EP ^b	ALC	ΔROE	Δ%PIB Real	EP ^b	ALC	ΔROE	Δ%PIB Real
1	0,01362	5,8964	7,9417	86,1618	0,01962	14,7058	25,7140	59,5801	0,00721	1,7773	6,2445	91,9782	0,00710	52,0263	15,7870	32,1867
2	0,01824	18,2897	7,0925	74,6178	0,02845	26,7007	38,1633	35,1360	0,00886	6,9887	6,5759	86,4355	0,01154	47,2622	36,0406	16,6973
3	0,01998	21,3571	6,2181	72,4249	0,03039	29,9071	37,5808	32,5121	0,01077	34,5441	4,5031	60,9528	0,01350	44,9324	41,9551	13,1124
4	0,02074	22,4715	5,9179	71,6105	0,03098	30,2703	37,8193	31,9104	0,01183	39,4674	4,0975	56,4351	0,01414	44,1633	43,7222	12,1145
5	0,02109	22,9370	5,7913	71,2718	0,03118	30,4846	37,8308	31,6847	0,01193	38,9498	4,4338	56,6164	0,01431	43,9084	44,2374	11,8543
6	0,02125	23,1433	5,7352	71,1215	0,03125	30,5375	37,8433	31,6192	0,01198	38,6439	4,4575	56,8986	0,01434	43,8496	44,3481	11,8023
7	0,02132	23,2371	5,7097	71,0532	0,03127	30,5570	37,8463	31,5966	0,01199	38,6095	4,5807	56,8098	0,01434	43,8387	44,3661	11,7953
8	0,02135	23,2803	5,6980	71,0217	0,03127	30,5631	37,8475	31,5894	0,01200	38,6851	4,5759	56,7390	0,01434	43,8376	44,3674	11,7950
9	0,02137	23,3003	5,6925	71,0071	0,03128	30,5652	37,8478	31,5870	0,01201	38,6677	4,5897	56,7425	0,01434	43,8376	44,3673	11,7951
10	0,02138	23,3096	5,6900	71,0004	0,03128	30,5659	37,8479	31,5862	0,01201	38,6653	4,6074	56,7273	0,01434	43,8376	44,3673	11,7951
11	0,02138	23,3139	5,6888	70,9972	0,03128	30,5661	37,8480	31,5860	0,01202	38,6512	4,6061	56,7427	0,01434	43,8376	44,3673	11,7951
12	0,02138	23,3159	5,6883	70,9958	0,03128	30,5662	37,8480	31,5859	0,01202	38,6505	4,6127	56,7367	0,01434	43,8376	44,3674	11,7950
13	0,02138	23,3169	5,6880	70,9951	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6510	4,6134	56,7356				
14	0,02138	23,3173	5,6879	70,9948	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6488	4,6139	56,7373				
15	0,02138	23,3175	5,6879	70,9946	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6492	4,6150	56,7358				
16	0,02138	23,3176	5,6878	70,9946	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6486	4,6149	56,7365				
17	0,02138	23,3176	5,6878	70,9945	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6484	4,6152	56,7364				
18	0,02138	23,3177	5,6878	70,9945	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6485	4,6153	56,7362				
19	0,02138	23,3177	5,6878	70,9945	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858	0,01202	38,6483	4,6153	56,7364				
20	0,02138	23,3177	5,6878	70,9945	0,03128	30,5662	37,8480	31,5858								

Notas: ^a Trimestre. ^b Erro-padrão.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Embasado na perspectiva dos pressupostos da corrente keynesiana para o crescimento econômico, que versa sobre a dinâmica macroeconômica como sendo o resultado das ações em conjunto dos agentes (empresas), e diante da inclusão das entidades em um ambiente econômico pautado em influências externas, este estudo tratou da relevância das informações fornecidas pela Contabilidade frente ao contexto macroeconômico, e do comportamento dessa relação ao longo dos ciclos econômicos (expansão, recessão, contração e recuperação).

O objetivo desta pesquisa foi verificar a relação entre os indicadores econômico-financeiros das empresas não-financeiras de capital aberto listadas na B3 e o crescimento econômico durante os ciclos econômicos no período de 1999 a 2017. Foram utilizadas medidas que captassem as perspectivas de desempenho das entidades por meio de indicadores de rentabilidade (agregada), endividamento e liquidez. Para o crescimento econômico utilizou-se o PIB Real, e os ciclos econômicos classificou-se tomando por base Schumpeter (1939).

Por meio das análises de função impulso-resposta e decomposição da variância, através de quatro amostras, em geral, as evidências implicam inicialmente que, diante dos modelos que se utilizam da perspectiva da rentabilidade DuPont (RNOA) e seus *drivers* (GA, ML, MO e CT), houve influência das variáveis contábeis no relacionamento com PIB Real, isto é, estas medidas são capazes de produzir informações oportunas sobre a atividade econômica real. Da mesma forma, quando observados os outros modelos que incluíam os indicadores tradicionais de rentabilidade (ROE e ROA) em conjunto com uma medida de endividamento (ALAV) e liquidez (LC), também indicaram impacto na dinâmica macroeconômica. Assim sendo, não é possível rejeitar a primeira hipótese de pesquisa apresentada neste estudo. Estes achados corroboram a perspectiva keynesiana do crescimento econômico, e também as recentes pesquisas que relacionam informações contábeis a atividade econômica real (KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013; BRITO, 2017; SILVA *et al.*, 2018).

No que se refere aos ciclos econômicos, em geral, os resultados demonstraram um efeito similar para os sete modelos analisados. Nas fases de aquecimento da economia, expansão e recuperação, a variância das variáveis contábeis conseguiu explicar a variância do crescimento econômico de maneira crescente, com mais intensidade no período de expansão, uma vez que nessa fase as expectativas dos agentes são otimistas, e que são elevados os níveis de emprego e investimento (KOTHARI; LEWELLEN; WARNER, 2014). Já os períodos de

declínio econômico, recessão e contração, caracterizados por desinvestimentos por parte das empresas, impactaram as relações entre as variáveis contábeis e crescimento econômico de modo que o poder de cada variável na explicação da variância da $\Delta\%$ PIB Real, após a ocorrência de um choque, foi decrescente para estes momentos na maioria dos modelos, com maior intensidade para a fase de recessão. Dessa maneira, a segunda hipótese de pesquisa também não foi rejeitada, ao verificar que os ciclos econômicos têm influência sobre o relacionamento entre as informações contábeis e a dinâmica macroeconômica.

Não obstante, do ponto de vista do mercado de capitais, as evidências aqui constatadas de que a análise de indicadores de rentabilidade, liquidez e endividamento, determinados por meio de dados contábeis aplicados no nível agregado, configuram-se, para os investidores, governo e outros usuários interessados, como uma ferramenta incremental e útil em fornecer informações oportunas sobre a dinâmica macroeconômica, principalmente no que se refere ao crescimento do PIB real. Este estudo contribui, ainda, com a escassa literatura que versa sobre a relação “micro-macro”, uma vez que é essencial observar as eventuais conexões entre esses dois níveis, permitindo observar os dados contábeis como um determinante-chave para o crescimento econômico.

No entanto, uma das limitações centra-se no fato de que estes indicadores agregados podem mascarar a heterogeneidade entre as empresas, visto que, nesta pesquisa, foram utilizadas, para composição da amostra, entidades inseridas em distintos cenários econômicos, contextos estruturais e diversos setores, tornando complexas as inferências quanto às relações entre as variáveis contábeis e macroeconômicas (KONCHITCHKI; PATATOUKAS, 2013). Ademais, enfatiza-se a escassa literatura que versa sobre as relações entre os indicadores de rentabilidade e o PIB, o que restringiu as análises e as inferências nos resultados.

REFERÊNCIAS

- ABDALLA, A.; CARABIAS, J. M. **From accounting to economics**: the role of aggregate special items in gauging the state of the economy. 2017. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=2871535>>. Acesso em: 12 dez. 2017.
- ACHIM, M. V.; BORLEA, N. S.; BREBAN, L. Financial crisis and accounting information: the need for corporate social responsibility in accounting profession. **European Research Studies**, v. 13, n. 3, p. 39, 2010.
- ARAÚJO, E. C. Nível do câmbio e crescimento econômico: teorias e evidências para países em desenvolvimento e emergentes. **Revista de Economia Contemporânea**. v. 14, n. 3, p. 469-498, 2010.
- ARAÚJO, E. L. **Restrições ao crescimento econômico no Brasil**: evidências para o período 1990-2013. 2015. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil.
- BAKER, D.; DE LONG, J. B.; KRUGMAN, P. Asset returns and economic growth. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2005, n. 1, p. 289-330, 2005.
- BALL, R.; SADKA, G. Aggregate earnings and why they matter. **Journal of Accounting Literature**, v. 34, p. 39-57, 2015.
- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **The quarterly journal of economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.
- BARTH, M. E.; CRAM, D. P.; NELSON, K. K. Accruals and the prediction of future cash flows. **The accounting review**, v. 76, n. 1, p. 27-58, 2001.
- BAUMAN, M. P. Forecasting operating profitability with DuPont analysis: Further evidence. **Review of Accounting and Finance**, v. 13, n. 2, p. 191-205, 2014.
- BERTOMEU, J.; MAGEE, R. P. From low-quality reporting to financial crises: Politics of disclosure regulation along the economic cycle. **Journal of Accounting and Economics**, v. 52, n. 2, p. 209-227, 2011.
- BEZEMER, D. J. Understanding financial crisis through accounting models. **Accounting, Organizations and Society**, v. 35, n. 7, p. 676-688, 2010.
- BOOTH, L. et al. Capital structures in developing countries. **The journal of finance**, v. 56, n. 1, p. 87-130, 2001.
- BOTIKA, M. The use of DuPont analysis in abnormal returns evaluation: Empirical study of Romanian market. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 62, p. 1179-1183, 2012.
- BRADFORD, R. J.; MCGUCKIN, R. Firm performance and evolution: empirical regularities in the US microdata. **The evolution of firms and industries**, 1997.

BRITO, J. F.; VIEIRA, P. C. C. Economic Growth as the Result of Firms' Aggregate Performance: Evidence from the OECD Countries. **Economics and Management Research Projects: An International Journal**, v. 3, n. 1, p. 24-31, 2013.

BRITO, S. S. **Informação contábil e crescimento econômico**: Estudo da relação entre desempenho econômico-financeiro das empresas e o PIB. 2017. 111f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) - Universidade Estadual de Maringá, Maringá.

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge University Press, 2014.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

BUSATO, M. **Crescimento econômico e restrição externa**: um modelo de simulação pós-keynesiano. 2012. 171f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) - Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

BUSHMAN, R. M.; SMITH, A. J. Financial accounting information and corporate governance. **Journal of accounting and Economics**, v. 32, n. 1-3, p. 237-333, 2001.

BUTLER, M.; KAZAKOV, D.. The effects of variable stationarity in a financial time-series on Artificial Neural Networks. In: **Computational Intelligence for Financial Engineering and Economics** (CIFEr), 2011 IEEE Symposium on. IEEE, 2011. p. 1-8.

CARLING, K. et al. Exploring relationships between Firms Balance Sheets and the Macro Economy. **Research Department, Sveriges Riksbank**, 2004.

CARVALHO, F. J. Keynes, a instabilidade do capitalismo e a teoria dos ciclos econômicos. Rio de Janeiro, dezembro. **Pesquisa de Planejamento Econômico IPEA**, v. 18, n. 3, p. 741-763, 1988.

CAVALCA, R. B. et al. A relação entre ciclos econômicos com o desempenho das empresas no mercado brasileiro. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 17, n. 1, 2017.

CHAMBERLIN, G. Forecasting GDP using external data sources. **Economic & Labour Market Review**, v. 1, n. 8, p. 18-23, 2007.

CHAREMZA, W. W., DEADMAN, D. F. **New directions in econometric practice**: general to specific modeling, cointegration and vector autoregression. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar, 1997. 344p.

CHAUVET, M. The Brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 1, p. 75-106, 2002.

CLAESSENS, S.; KOSE, M. A.; TERRONES, M. E. How do business and financial cycles interact? **Journal of International economics**, v. 87, n. 1, p. 178-190, 2012.

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS. Pronunciamento Técnico CPC 12: **Ajuste a Valor Presente**.

CORRADI, L. L. **Convergências teóricas entre Veblen e Keynes**. 2016. 114f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória.

COUTO, M. A. **Modelos de Crescimento Econômico sob o Princípio da Demanda Efetiva e do Excedente: Uma Análise Formal**. 2014. 115f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

DAMODARAN, A. **Finanças Corporativas: Teoria e Prática**. 2ª. Edição, Porto Alegre: Ed. 2004.

DAVIDSON, W. N.; DUTIA, D. Debt, liquidity, and profitability problems in small firms. **Entrepreneurship Theory and Practice**, Fall, 1991.

DAVIS-FRIDAY, P. Y., ENG, L. L.; LIU, C-S. The effects of the Asian crisis, corporate governance and accounting system on the valuation of book value and earnings. **The International Journal of Accounting**, v. 41, n. 1, p. 22-40, 2006.

DOMOWITZ, I.; HUBBARD, R. G.; PETERSEN, B. C. Oligopoly supergames: Some empirical evidence on prices and margins. **The Journal of Industrial Economics**, p. 379-398, 1987.

DELEN, D.; KUZEY, C.; UYAR, A. Measuring firm performance using financial ratios: A decision tree approach. **Expert Systems with Applications**, v. 40, n. 10, p. 3970-3983, 2013.

DI MAURO, F.; FORNARI, F.; MANNUCCI, D. **Stock market firm-level information and real economic activity**. 2011. Disponível em: <
https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1904833>. Acesso em: 09 fev. 2018.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

DIEBOLD, F. X. The past, present, and future of macroeconomic forecasting. **Journal of Economic Perspectives**, v. 12, n. 2, p. 175-192, 1998.

DIVYA, K. H.; DEVI, V. R. A Study on predictors of GDP: Early Signals. **Procedia Economics and Finance**, v. 11, p. 375-382, 2014.

DOMOWITZ, I.; HUBBARD, R. G.; PETERSEN, B. C. Oligopoly supergames: Some empirical evidence on prices and margins. **The Journal of Industrial Economics**, p. 379-398, 1987.

DUARTE, J. M. S., et al. Conservadorismo Condicional e Crise Econômica: Reflexo Sobre os Investimentos das Companhias Abertas Brasileiras. **Anais do Encontro da ANPAD - EnANPAD**, São Paulo, SP, Brasil, 41.

DUCHIN, R.; OZBAS, O.; SENSOY, B. A. Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis. **Journal of Financial Economics**, v. 97, n. 3, p. 418-435, 2010.

ELJELLY, A. M. Liquidity-profitability tradeoff: An empirical investigation in an emerging market. **International journal of commerce and management**, v. 14, n. 2, p. 48-61, 2004.

FAIRFIELD, P. M.; YOHAN, T. L. Using asset turnover and profit margin to forecast changes in profitability. **Review of Accounting Studies**, v. 6, n. 4, p. 371-385, 2001.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation, and money. **The American economic review**, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981.

FIGUEIRÊDO, E. A.; LEITE FILHO, P. A. M. Choques transitórios em variáveis econômicas. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 4, p. 623-643, 2005.

FILIP, A.; RAFFOURNIER, B. Financial Crisis and Earnings Management: The European Evidence. **The International Journal of Accounting**, v. 49, n. 4, p. 455-478, 2014.

FORNARI, F.; MELE, A. Financial volatility and economic activity. **Journal of Financial Management, Markets and Institutions**, v. 1, n. 2, p. 155-198, 2013.

FRANK, M. Z.; GOYAL, V. K. Capital structure decisions: which factors are reliably important? **Financial management**, v. 38, n. 1, p. 1-37, 2009.

GASTÓN, S. C.; JARNE, J. I. J. El impacto de la crisis en la manipulación contable. **Revista de Contabilidad**, v. 14, n. 2, p. 59-85, 2011.

GIL, A. C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 6. ed., São Paulo: Atlas, 2008.

GU, Z.; LEE, C. J.; ROSETT, J. G. What determines the variability of accounting accruals?. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 24, n. 3, p. 313-334, 2005.

GUENTHER, D. A.; YOUNG, D. The association between financial accounting measures and real economic activity: A multinational study. **Journal of Accounting and Economics**, v. 29, n. 1, p. 53-72, 2000.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5ª ed.. Amgh Editora, 2011.

HALL, Robert E.; JONES, Charles I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The quarterly journal of economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, 1999.

HALLAK NETO, J.; SABOIA, J. Distribuição funcional da renda no Brasil: análise dos resultados recentes e estimação da conta da renda. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 3, p. 483-513, 2014.

HARROD, R. An essay in dynamic theory. **The Economic journal**. Vol 49, n. 193, p.14-33, mar, 1939.

HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. **Journal of economic growth**, v. 12, n. 1, p. 1-25, 2007.

HIRIGOYEN, G. Rentabilité et solvabilité. **Direction et Gestion**, v. 3, p. 13-26, 1985.

JENKINS, D. S.; KANE, G. D.; VELURY, U. Earnings Conservatism and Value Relevance Across the Business Cycle. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 36, n. 9-10, p. 1041–1058, 2009.

JIANG, H.; HABIB, A.; GONG, R. Business Cycle and Management Earnings Forecasts. **Abacus**, v. 51, n. 2, p. 279-310, 2015.

JOHNSON, M. F. (1999). Business cycles and the relation between security returns and earnings. **Review of Accounting Studies**, 4, 93–117.

JORGENSEN, B.; LI, J.; SADKA, G. Earnings dispersion and aggregate stock returns. **Journal of Accounting and Economics**, v. 53, n. 1-2, p. 1-20, 2012.

KALAY, A.; NALLAREDDY, S.; SADKA, G. Conditional earnings dispersion, the macroeconomy and aggregate stock returns. **Unpublished Working Paper**, 2014.

KEYNES, J. M. **The General Theory of Employment, Interest and Money**. Londres, Macmillan, 1936.

KIM, C.-S.; MAUER, D. C.; SHERMAN, A. E. The determinants of corporate liquidity: theory and evidence. **Journal of financial and quantitative analysis**, v. 33, n. 03, p. 335-359, 1998.

KONCHITCHKI, Y. Accounting and the macroeconomy: The case of aggregate price-level effects on individual stocks. **Financial Analysts Journal**, v. 69, n. 6, p. 40-54, 2013.

KONCHITCHKI, Y.; PATATOUKAS, P. N. Taking the pulse of the real economy using financial statement analysis: Implications for macro forecasting and stock valuation. **The Accounting Review**, v. 89, n. 2, p. 669-694, 2013.

KONCHITCHKI, Y.; PATATOUKAS, P. N. Accounting earnings and gross domestic product. **Journal of Accounting and Economics**, v. 57, n. 1, p. 76-88, 2014.

KOROTAYEV, A. V.; TSIREL, S. V. A spectral analysis of world GDP dynamics: Kondratieff waves, Kuznets swings, Juglar and Kitchin cycles in global economic development, and the 2008–2009 economic crisis. **Structure and Dynamics**, v. 4, n. 1, 2010.

KOTHARI, S. P.; LEWELLEN, J.; WARNER, J. **The behavior of aggregate corporate investment**. 2014. Disponível: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2511268>. Acesso em: 17 de Janeiro de 2018.

KOTHARI, S. P.; SHIVAKUMAR, L.; URCAN, O. Aggregate earnings surprises and inflation forecasts. **Unpublished Paper**, MIT Sloan School of Management and London Business School, 2013.

KOUSENIDIS, D. V.; LADAS, A. C.; NEGAKIS, C. I. The effects of the European debt crisis on earnings quality. **International Review of Financial Analysis**, v. 30, p. 351-362, 2013.

KUOSMANEN, P.; VATAJA, J. Forecasting GDP growth with financial market data in Finland: Revisiting stylized facts in a small open economy during the financial crisis. **Review of Financial Economics**, v. 23, n. 2, p. 90-97, 2014.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P., SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.54, n.1-3, p.159-178, 1992.

LI, F.; SHROFF, N. **Financial reporting quality and economic growth**. 2010. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1265331>. Acesso em: 20 jan. 2018.

LIMA, I. C. **Ciclos econômicos e previsão cíclica**: um estudo de indicadores antecedentes para a economia brasileira. 2005. 232f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MARQUES, A. F. C. **Desafios na previsão de séries temporais financeiras**: o caso da taxa de câmbio EUR/USD. 2017. Tese de Doutorado.

MISSIO, F. J. **Câmbio e crescimento na abordagem keynesiana-estruturalista**. 2012. 278f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

MITCHELL, W. C. **The processes involved in business cycles**. In: Business cycles: the problem and its setting. nber, 1927. p. 1-60.

MOTA, R. H. G. **A influência dos ciclos econômicos no Gerenciamento de resultados contábeis**. 2018. 223f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa Multi-Institucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (UNB/UFPB/UFRN). Natal, RN, 2018.

MOTA, R. H. G.; PAULO, E. A Influência do Ambiente Econômico no Gerenciamento de Resultados: Um Estudo nas Companhias Abertas Brasileiras. **Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, São Paulo, SP, Brasil, 2017.

NALLAREDDY, S.; OGNEVA, M. Predicting restatements in macroeconomic indicators using accounting information. **The Accounting Review**, v. 92, n. 2, p. 151-182, 2016.

NAVARRO-GARCÍA, J. C.; MADRID-GUIJARRO, A. Real economic activity and accounting information in Spanish construction and real estate firms. **Revista de Contabilidad**, v. 19, n. 1, p. 21-30, 2016.

NESS, M. L. **Ciclos econômicos na América Latina**: uma análise da Argentina, Brasil, Chile e México no período 1950-2007. 2009. 91f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo.

NICOLAS, C. When the numbers do not add up. **Director**, v. 44, n. 6, p. 61-68, 1991.

NISSIM, D.; PENMAN, S. H. Ratio analysis and equity valuation: From research to practice. **Review of accounting studies**, v. 6, n. 1, p. 109-154, 2001.

NWANKWO, O. Effect of capital structure of Nigeria firms on economic growth. **Mediterranean Journal of social sciences**, v. 5, n. 1, p. 515, 2014.

PANDINI, J.; STÜPP, D. R.; FABRE, V. V. Análise do Impacto das Variáveis Macroeconômicas no Desempenho Econômico-Financeiro das Empresas dos Setores de Consumo Cíclico e Não Cíclico da BM&FBovespa. 2017. **Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, São Paulo, SP, Brasil, 17.

PEROBELLI, F. F. C.; FAMÁ, R.; SACRAMENTO, L. C. Relações entre liquidez e retorno nas dimensões contábil e de mercado no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 27, n. 71, p. 259-272, 2016.

PERSAKIS, A.; IATRIDIS, G. E. Earnings quality under financial crisis: A global empirical investigation. **Journal of Multinational Financial Management**, v. 30, p. 1-35, 2015.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biomètrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988

PIRES, N. C. **As políticas macroeconômicas brasileiras pós 1999: uma investigação à luz de Keynes**. 2012. 130f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia.

PORTAL, M. T.; ZANI, J.; DA SILVA, C. E. S. Fricções financeiras e a substituição entre fundos internos e externos em companhias brasileiras de capital aberto. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 23, n. 58, p. 19-32, 2012.

PREUSSLER, P. H. P. S. **Instabilidade e dinâmica macroeconômica: um estudo teórico a partir de Keynes e Sraffa**. 2005. 146f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória.

REBELO, S. Long-run policy analysis and long-run growth. **Journal of political Economy**, v. 99, n. 3, p. 500-521, 1991.

REICHSTEIN, T.; DAHL, M. S. Are firm growth rates random? Analysing patterns and dependencies. **International Review of Applied Economics**, v. 18, n. 2, p. 225-246, 2004.

RIBEIRO, N. R.; JUNIOR, A. V. M. O ciclo econômico brasileiro nos anos 90: uma análise com vetores auto regressivos. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 4, n. 1, 2005.

RILEY, R.; ROBINSON, C.; DAVISON, S. Skills and economic performance: The impact of intangible assets on UK productivity. **Evidence report**, v. 39, 2011.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

ROSA, E. S. T. **A economia monetária de Keynes: a moeda e o sistema financeiro a serviço da produção ou a administração financeira estatal.** 2016. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) - Universidade de Campinas UNICAMP, Campinas.

ROTH, F.; THUM, A. E. **Does intangible capital affect economic growth?** 2010. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1672706>. Acesso em: 04 mar. 2018.

SCHUMPETER, J. A. **Business cycles.** New York: McGraw-Hill, 1939.

SHIM, J. Bank capital buffer and portfolio risk: The influence of business cycle and revenue diversification, **Journal of Banking & Finance**, v. 37, n. 3, p. 761-772, 2013.

SHIN, H.; SOENEN, L. A. Liquidity Management or Profitability – is there room for both? **Journal of Financial Practice and Education.** spring, 2000.

SHIVAKUMAR, L. Aggregate earnings, stock market returns and macroeconomic activity: A discussion of ‘Does earnings guidance affect market returns? The nature and information content of aggregate earnings guidance’. **Journal of Accounting and Economics**, v. 44, n. 1-2, p. 64-73, 2007.

SILHAN, Peter A. Interfirm differences in earnings variability: an analysis of fundamentals, cash flows and accruals. **Accounting & Finance**, v. 54, n. 4, p. 1357-1379, 2014.

SILVA, R. L. M. **Adoção completa das ifrs no brasil: qualidade das Demonstrações contábeis e o custo de capital próprio.** 2013. 217f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, 2013.

SILVA, D. H. L.; PAULO, E. A Influência da Crise Econômica no Nível de Gerenciamento de Resultados: Evidências no Mercado Brasileiro. **Anais do Encontro da ANPAD - EnANPAD**, São Paulo, SP, Brasil, 2017.

SILVA, J. R. R. et al. **Informações contábeis e atividade econômica: relação entre rentabilidade das firmas no crescimento econômico do Brasil.** Anais do XII Congresso ANPCONT, João Pessoa, PB, Brasil, 2018.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1-48, 1980.

SMITH, A. **An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations.** London: George Routledge and Sons, 1776.

SOLIMAN, M. (2004). **Using industry-adjusted DuPont analysis to predict future profitability.** Working Paper, Stanford University. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=456700>. Acesso em: 17 nov. 2018.

SOLIMAN, M. T. The use of DuPont analysis by market participants. **The Accounting Review**, v. 83, n. 3, p. 823-853, 2008.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. **Economic record**, v. 32, n. 2, p. 334-361, 1956.

TIWARI, A. K.; MUTASCU, M. Economic growth and FDI in Asia: A panel-data approach. **Economic analysis and policy**, v. 41, n. 2, p. 173-187, 2011.

VARTANIAN, T. P. **Secondary data analysis**. Oxford University Press, 2010.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. Positive accounting theory: a ten year perspective. **The Accounting Review**, v. 65, n. 1, p. 131-156, jan. 1990.

YANG, J.; GUARIGLIA, A.; GUO, J. M. To what extent does corporate liquidity affect M&A decisions, method of payment and performance? Evidence from China. **Journal of Corporate Finance**, 2017.

ZARNOWITZ, V. What is a business cycle? **National Bureau of Economic Research**, 1991.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Teste de raiz unitária

Tabela A1 – Teste de raiz unitária para 1ª amostra

Variável	Teste	Defasagem ^a	Valor P	Estatística	Valores críticos		
					1%	5%	10%
$\Delta\%$ PIB Real ^c	ADF	2	0.0027	-3.824	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.3275	-1.910	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.134	0.216	0.146	0.119
Δ RNA	ADF	0	0.0001	-4.761	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.761	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.028	0.216	0.146	0.119
Δ GA	ADF	0	0.0000	-4.902	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-4.902	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.067	0.216	0.146	0.119
Δ ML	ADF	0	0.0000	-5.021	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-5.021	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.065	0.216	0.146	0.119
Δ MO	ADF	1	0.0281	-3.080	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-6.473	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.079	0.216	0.146	0.119
Δ CT	ADF	0	0.0000	-4.994	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-4.994	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.073	0.216	0.146	0.119
Δ ALAV	ADF	0	0.0028	-3.808	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0028	-3.808	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.063	0.216	0.146	0.119
Δ ROA	ADF	0	0.0098	-3.435	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0098	-3.435	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.044	0.216	0.146	0.119
Δ LC	ADF	4	0.0569	-2.810	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-7.221	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.126	0.216	0.146	0.119
Δ ROE	ADF	0	0.0011	-4.075	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0011	-4.075	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.063	0.216	0.146	0.119

^a Defasagem de menor valor apresentado pelos critérios de informação AIC e BIC, conforme princípio da parcimônia. ^b p-valor não fornecido pelo teste, em que há rejeição da hipótese nula de estacionariedade quando a estatística de teste é maior que o valor crítico apresentado (GREENE, 2007). ^c Por se tratar de uma taxa de crescimento, optou-se por julgar como estacionária a série temporal levando em consideração as evidências determinadas pelo teste KPSS.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela A2 – Teste de raiz unitária para 2ª amostra

Variável	Teste	Defasagem ^a	Valor P	Estatística	Valores críticos		
					1%	5%	10%
$\Delta\%$ PIB Real ^c	ADF	4	0.5653	-1.435	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.3473	-1.868	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.081	0.216	0.146	0.119
Δ RNOA	ADF	0	0.0000	-6.510	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-6.510	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.029	0.216	0.146	0.119
Δ GA	ADF	0	0.0001	-4.777	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.777	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.061	0.216	0.146	0.119
Δ ML	ADF	0	0.0000	-5.967	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-5.967	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.061	0.216	0.146	0.119
Δ MO	ADF	0	0.0000	-4.930	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-4.930	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.096	0.216	0.146	0.119
Δ CT	ADF	0	0.0001	-4.788	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.788	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.074	0.216	0.146	0.119
Δ ALAV	ADF	0	0.0179	-3.237	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0179	-3.237	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.122	0.216	0.146	0.119
Δ ROA	ADF	0	0.0005	-4.267	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0005	-4.267	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.153	0.216	0.146	0.119
Δ LC	ADF	0	0.0001	-4.644	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.644	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.042	0.216	0.146	0.119
Δ ROE	ADF	0	0.0000	-5.347	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-5.347	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.031	0.216	0.146	0.119

^a Defasagem de menor valor apresentado pelos critérios de informação AIC e BIC, conforme princípio da parcimônia. ^b p-valor não fornecido pelo teste, em que há rejeição da hipótese nula de estacionariedade quando a estatística de teste é maior que o valor crítico apresentado (GREENE, 2007). ^c Por se tratar de uma taxa de crescimento, optou-se por julgar como estacionária a série temporal levando em consideração as evidências determinadas pelo teste KPSS.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela A3 – Teste de raiz unitária para 3ª amostra

Variável	Teste	Defasagem ^a	Valor P	Estatística	Valores críticos		
					1%	5%	10%
$\Delta\%$ PIB Real ^c	ADF	1	0.4592	-1.646	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.2493	-2.088	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.142	0.216	0.146	0.119
Δ RNOA	ADF	4	0.0339	-3.010	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0010	-4.091	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.088	0.216	0.146	0.119
Δ GA	ADF	0	0.0004	-4.307	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0004	-4.307	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.062	0.216	0.146	0.119
Δ ML	ADF	0	0.0062	-3.579	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0062	-3.579	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.056	0.216	0.146	0.119
Δ MO	ADF	0	0.0000	-5.055	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-5.055	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.044	0.216	0.146	0.119
Δ CT	ADF	0	0.0001	-4.600	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.600	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.041	0.216	0.146	0.119
Δ ALAV	ADF	0	0.0002	-4.465	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0002	-4.465	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.088	0.216	0.146	0.119
Δ ROA	ADF	0	0.0004	-4.344	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0004	-4.344	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.099	0.216	0.146	0.119
Δ LC	ADF	0	0.0577	-2.804	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0577	-2.804	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.060	0.216	0.146	0.119
Δ ROE	ADF	2	0.0208	-3.186	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-3.186	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.128	0.216	0.146	0.119

^a Defasagem de menor valor apresentado pelos critérios de informação AIC e BIC, conforme princípio da parcimônia. ^b p-valor não fornecido pelo teste, em que há rejeição da hipótese nula de estacionariedade quando a estatística de teste é maior que o valor crítico apresentado (GREENE, 2007). ^c Por se tratar de uma taxa de crescimento, optou-se por julgar como estacionária a série temporal levando em consideração as evidências determinadas pelo teste KPSS.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela A4 – Teste de raiz unitária para 4^a amostra

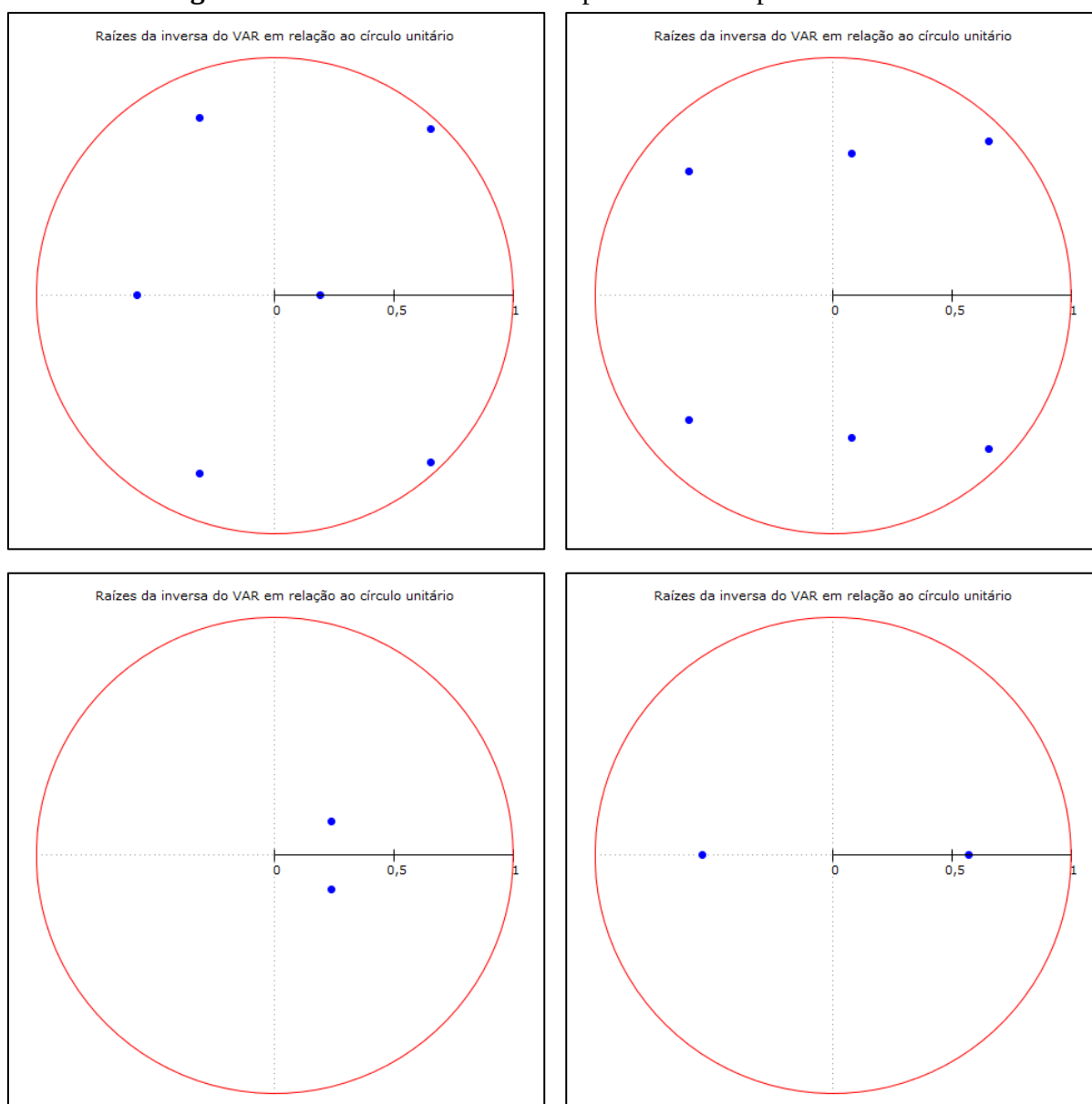
Variável	Teste	Defasagem ^a	Valor P	Estatística	Valores críticos		
					1%	5%	10%
$\Delta\%$ PIB Real ^c	ADF	1	0.6820	-1.180	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.8281	-1.180	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.117	0.216	0.146	0.119
Δ RNOA	ADF	0	0.0002	-4.538	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0002	-4.538	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.053	0.216	0.146	0.119
Δ GA ^c	ADF	4	0.9869	0.570	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.2088	-2.193	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.195	0.216	0.146	0.119
Δ ML	ADF	0	0.0025	-3.842	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0025	-3.842	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.078	0.216	0.146	0.119
Δ MO	ADF	0	0.0022	-3.882	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0022	-3.882	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.071	0.216	0.146	0.119
Δ CT	ADF	1	0.0682	-2.735	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0000	-6.422	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.076	0.216	0.146	0.119
Δ ALAV	ADF	0	0.0001	-4.593	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.593	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.113	0.216	0.146	0.119
Δ ROA	ADF	0	0.0010	-4.103	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0010	-4.103	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.073	0.216	0.146	0.119
Δ LC	ADF	0	0.0300	-3.055	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0300	-3.055	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.118	0.216	0.146	0.119
Δ ROE	ADF	0	0.0001	-4.673	-3.750	-3.000	-2.630
	PP		0.0001	-4.673	-3.750	-3.000	-2.630
	KPSS ^b		-	0.080	0.216	0.146	0.119

^a Defasagem de menor valor apresentado pelos critérios de informação AIC e BIC, conforme princípio da parcimônia. ^b p-valor não fornecido pelo teste, em que há rejeição da hipótese nula de estacionariedade quando a estatística de teste é maior que o valor crítico apresentado (GREENE, 2007). ^c Por se tratar de uma taxa de crescimento, optou-se por julgar como estacionária a série temporal levando em consideração as evidências determinadas pelo teste KPSS.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

APÊNDICE B – Testes de validação dos modelos var estimados

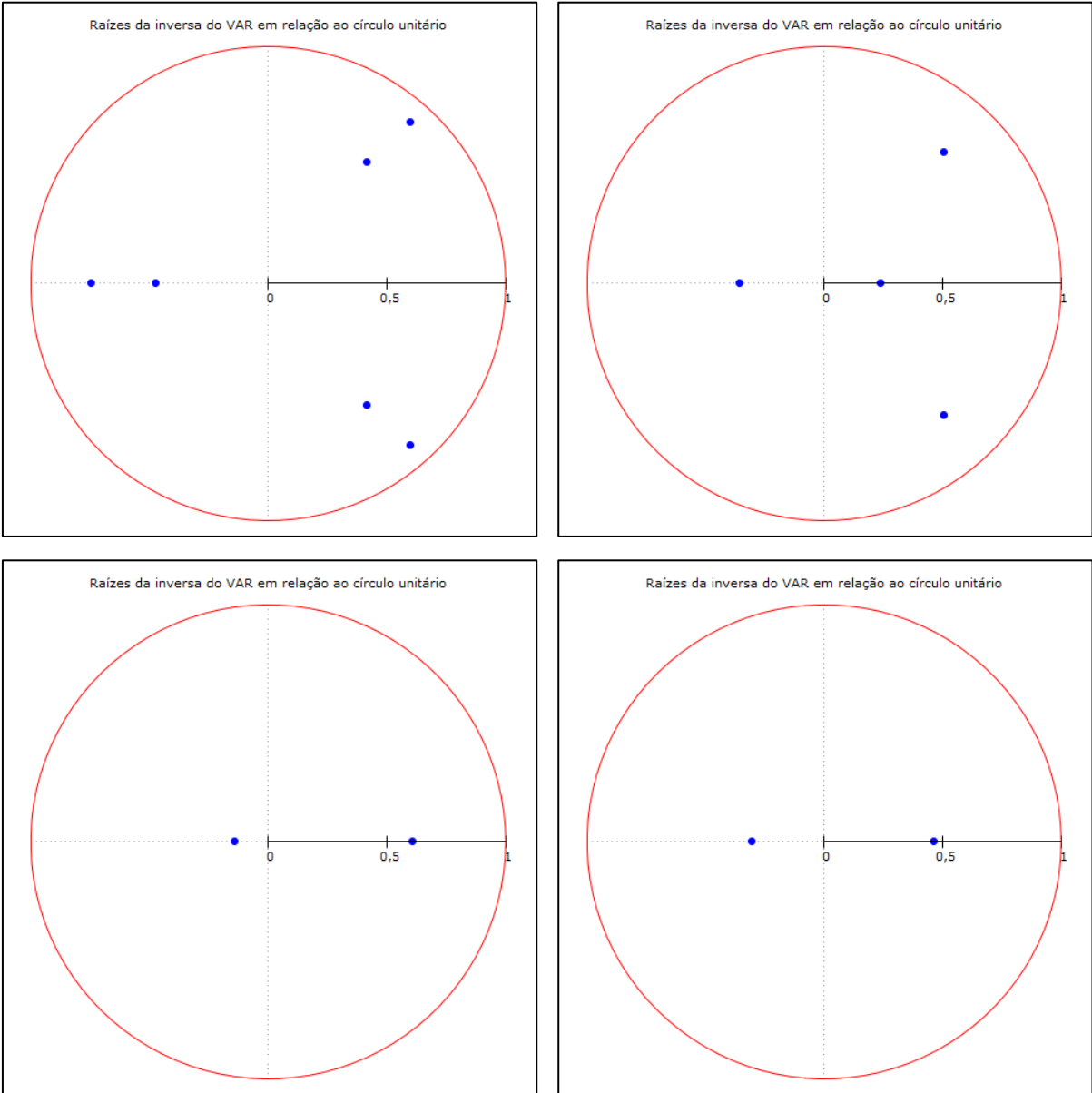
Figura B1 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 1



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(3) para amostras 1 e 2 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para as amostras 3 e 4.

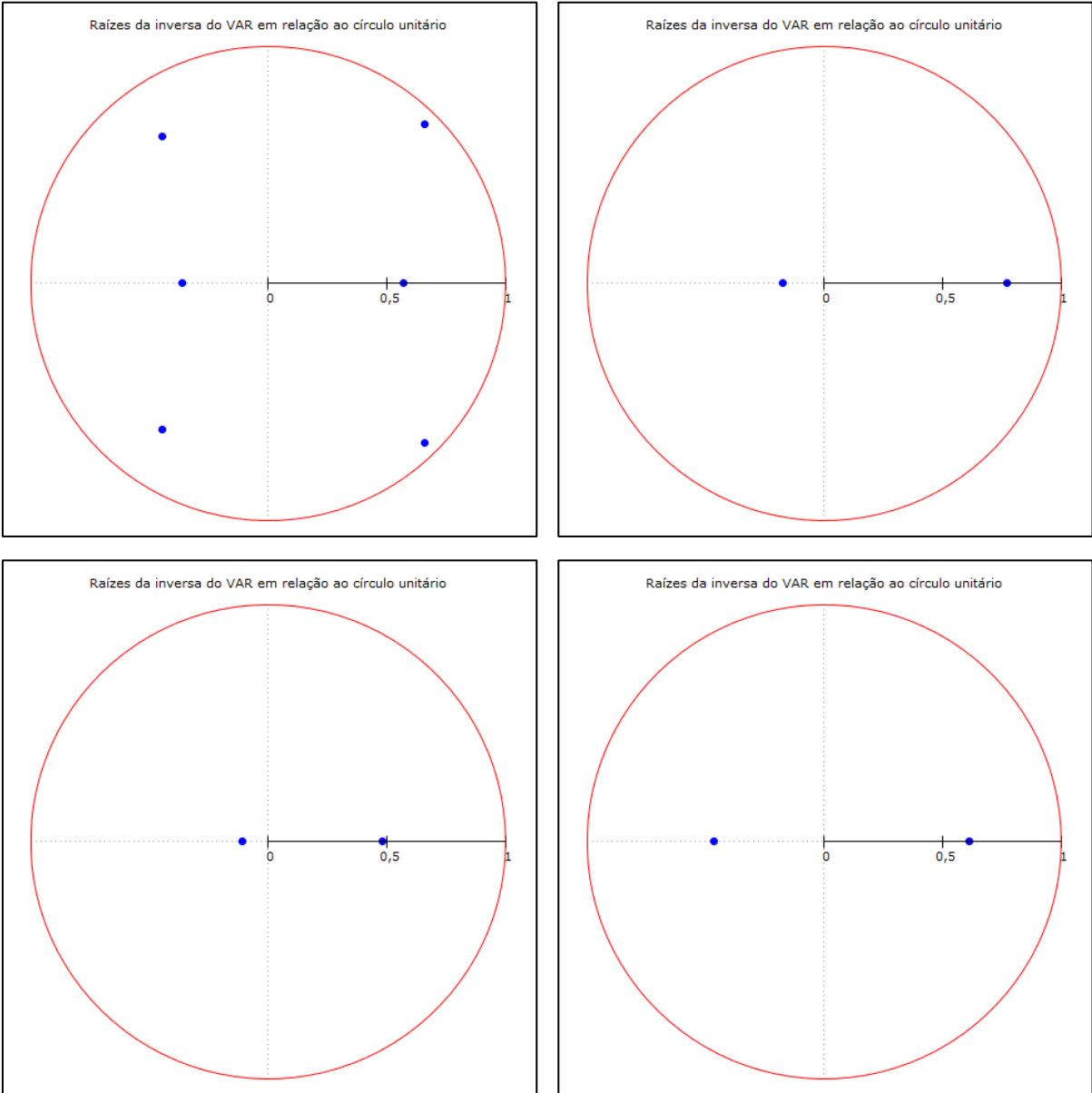
Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Figura B2 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 2



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(3) para amostra 1, raízes de inversão do polinômio AR(2) para amostra 2 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para as amostras 3 e 4.
Fonte: Dados da pesquisa (2018).

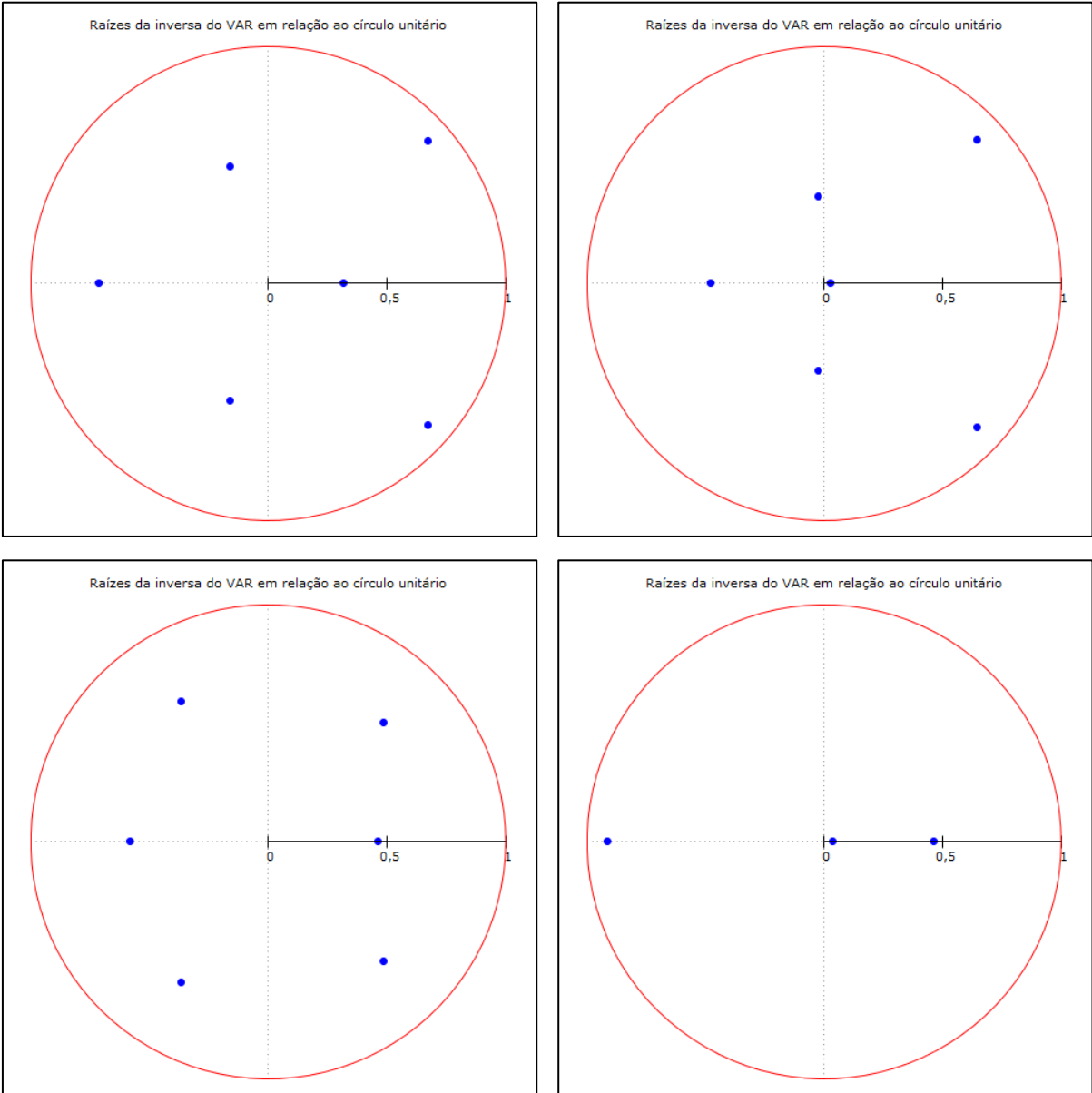
Figura B3 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 3



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(3) para amostra 1 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostras 2, 3 e 4.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

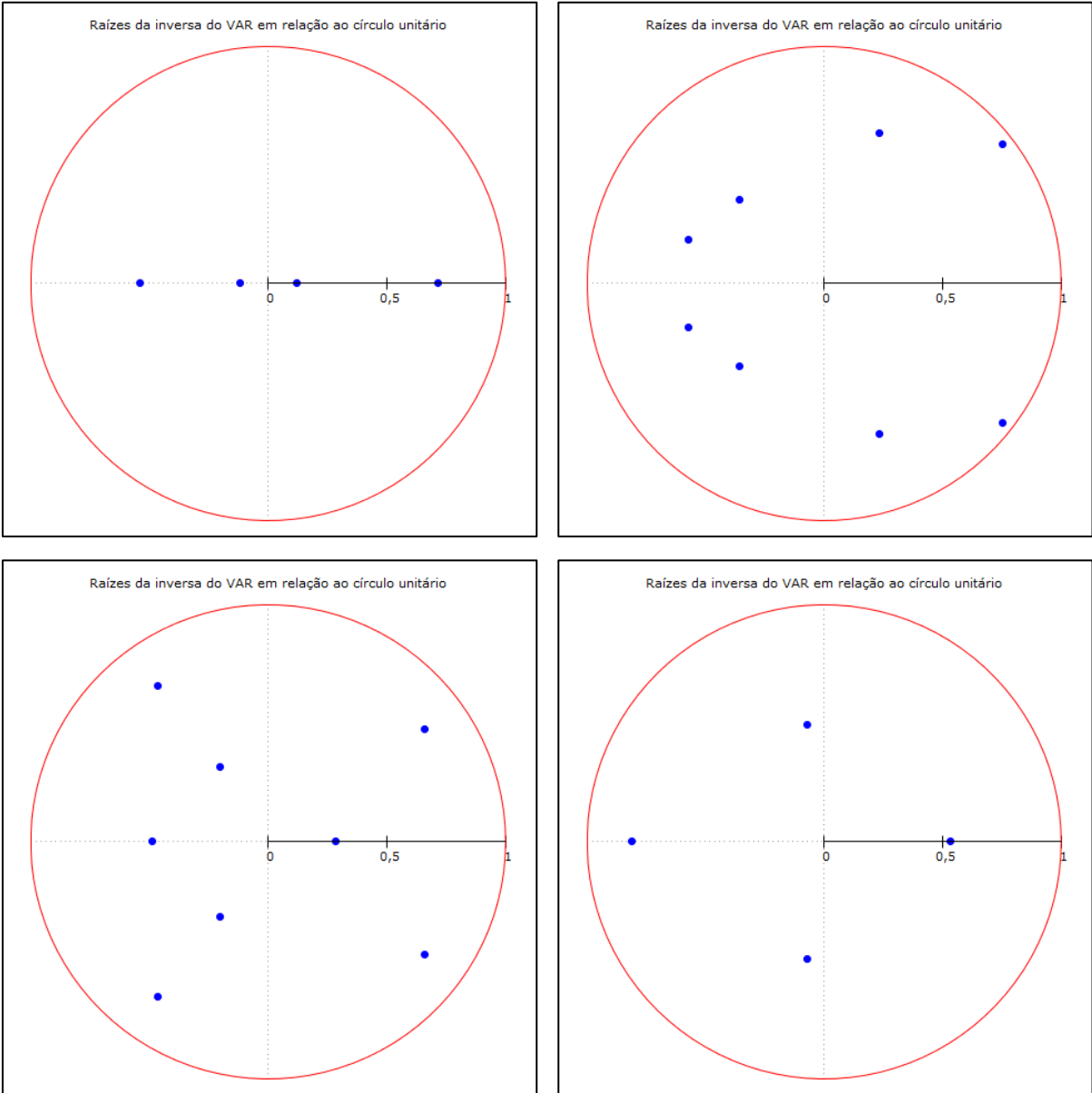
Figura B4 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 4



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(2) para amostras 1, 2 e 3 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostra 4.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

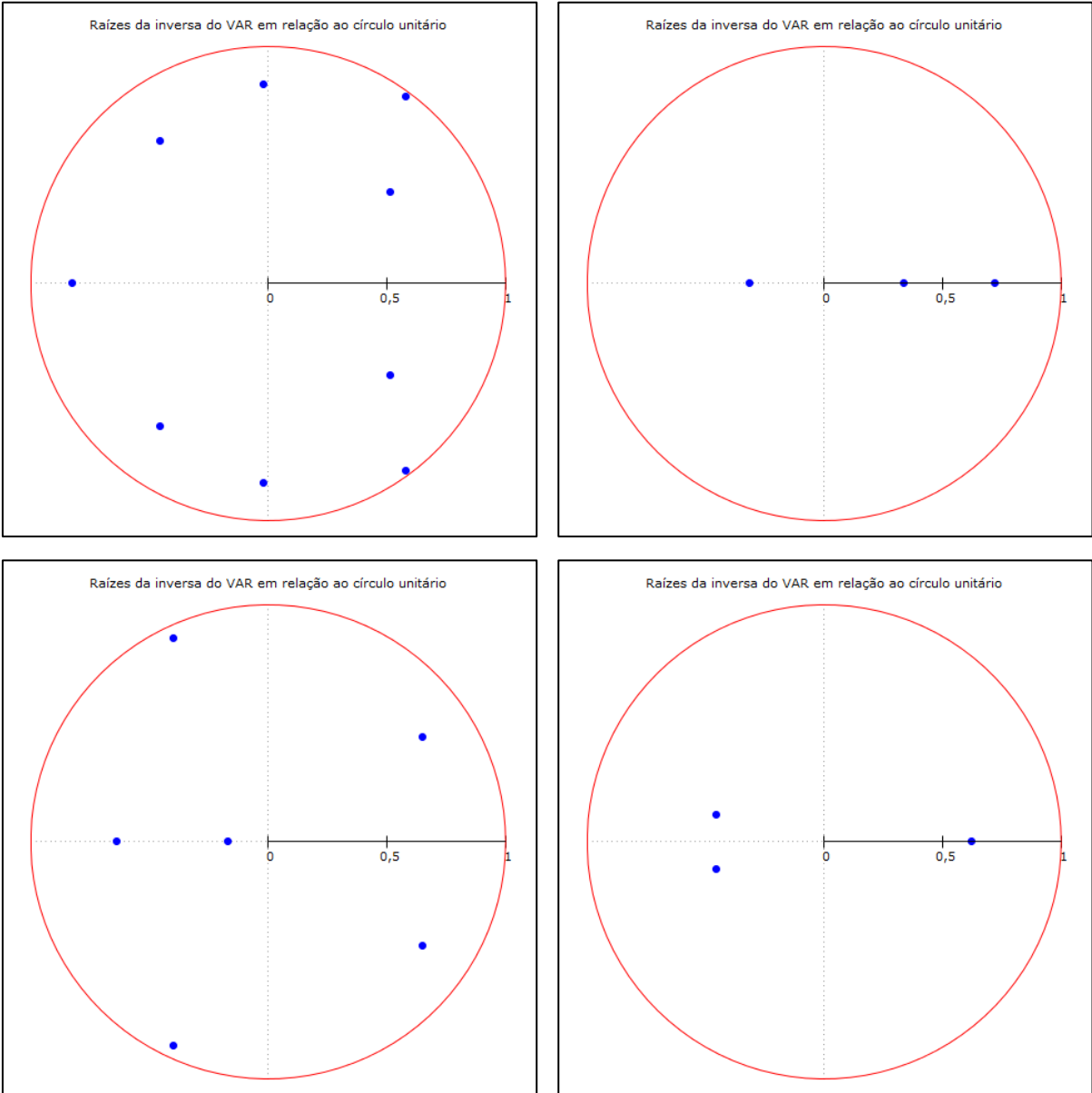
Figura B5 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 5



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostra 1, raízes de inversão do polinômio AR(2) para amostras 2 e 3 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostra 4.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

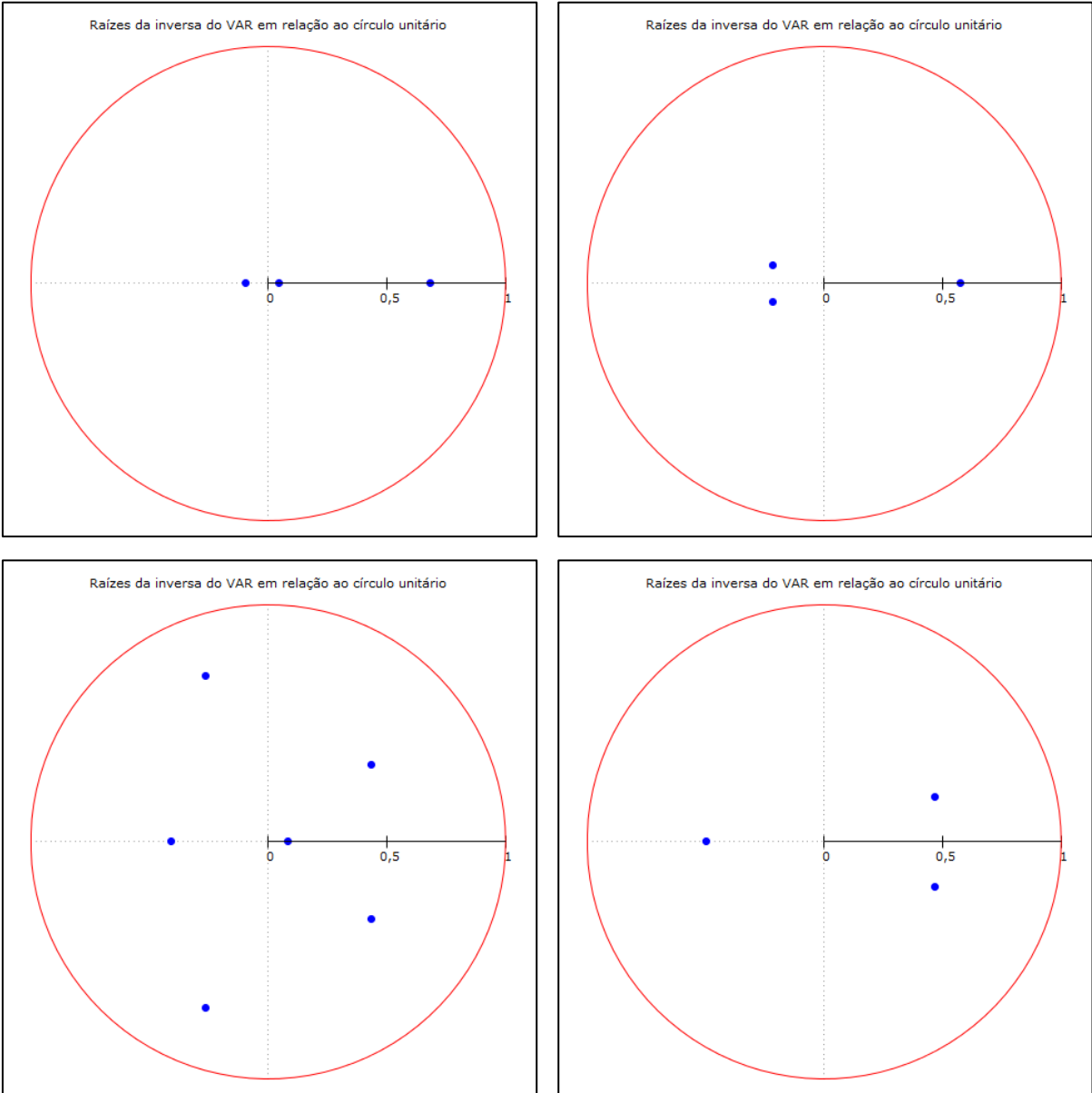
Figura B6 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 6



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostra 1, raízes de inversão do polinômio AR(2) para amostras 2 e 3 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostra 4.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Figura B7 – Raízes de inversão do polinômio AR para o Modelo 7



Nota: Em sequência as raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostras 1 e 2, raízes de inversão do polinômio AR(2) para amostra 3 e raízes de inversão do polinômio AR(1) para amostra 4.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela B1 – Teste Jarque–Bera para Normalidade dos Resíduos

Modelo	1ª amostra		2ª amostra		3ª amostra		4ª amostra	
	Chi(2)	p-valor	Chi(2)	p-valor	Chi(2)	p-valor	Chi(2)	p-valor
1	4.108	0.1282	3.065	0.216	2.383	0.3038	1.517	0.4685
2	0.77	0.6805	1.858	0.395	1.283	0.5265	2.694	0.26
3	0.8296	0.6605	3.473	0.1762	1.872	0.3922	0.7672	0.6814
4	0.6158	0.735	1.303	0.5213	1.37	0.5041	0.8494	0.654
5	0.2761	0.871	3.491	0.1945	2.774	0.2499	3.515	0.1724
6	2.882	0.2367	2.327	0.3123	0.3906	0.8226	1.77	0.4127
7	0.231	0.8909	0.1649	0.9209	1.373	0.5034	1.096	0.5782

Nota: Hipótese nula de normalidade dos resíduos.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela B2 – Teste de Breusch-Godfrey (LM) para Autocorrelação dos Resíduos

Modelo	1ª amostra			2ª amostra		
	Defasagem	Chi(2)	p-valor	Defasagem	Chi(2)	p-valor
1	3	2.6377	0.62015	3	7.1632	0.12751
2	3	4.9354	0.29399	1	3.8775	0.42285
3	3	1.2858	0.86378	2	2.4932	0.64586
4	2	12.0078	0.21287	3	10.6799	0.29829
5	1	24.0724	0.08794	2	10.6152	0.83259
6	3	15.0314	0.09008	1	13.0388	0.16086
7	1	8.8158	0.45445	1	12.8379	0.17008
Modelo	3ª amostra			4ª amostra		
	Defasagem	Chi(2)	p-valor	Defasagem	Chi(2)	p-valor
1	1	7.4293	0.11487	1	0.4685	0.40094
2	1	5.5863	0.23225	1	4.8830	0.29952
3	1	1.6144	0.80620	1	4.0843	0.39472
4	2	26.0153	0.05203	1	12.4386	0.18970
5	2	14.8074	0.53879	1	17.2481	0.36972
6	2	10.9258	0.28083	1	6.4362	0.69559
7	2	6.1845	0.72132	1	6.3871	0.70064

Nota: Hipótese nula de ausência de autocorrelação serial dos resíduos.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).

Tabela B3 – Teste White para Homocedasticidade dos Resíduos

Modelo	1ª amostra		2ª amostra		3ª amostra		4ª amostra	
	Chi(2)	<i>p</i>-valor	Chi(2)	<i>p</i>-valor	Chi(2)	<i>p</i>-valor	Chi(2)	<i>p</i>-valor
1	0.22	0.6380	6.74	0.924	2.87	0.1903	0.95	0.3310
2	0.00	0.9831	1.68	0.1946	0.39	0.5325	0.86	0.3527
3	3.08	0.792	1.14	0.2863	5.16	0.231	0.05	0.8151
4	0.50	0.4806	0.14	0.864	5.85	0.156	0.40	0.5254
5	0.03	0.8691	2.57	0.1092	2.60	0.1070	0.65	0.4212
6	7.92	0.49	0.10	0.7473	0.46	0.4974	0.19	0.6628
7	0.57	0.4483	0.10	0.7540	12.23	0.105	0.10	0.7536

Nota: Hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos.

Fonte: Dados da pesquisa (2018).