

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS – PPGCC
DOUTORADO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

A INFORMAÇÃO CONTÁBIL EXPLICA O RISCO DE CRÉDITO?

ANDRÉ SEKUNDA GALLINA

JOÃO PESSOA
2021

ANDRÉ SEKUNDA GALLINA

A INFORMAÇÃO CONTÁBIL EXPLICA O RISCO DE CRÉDITO?

Tese apresentada ao curso de Doutorado em Ciências Contábeis, do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Ciências Contábeis.

Área de concentração: Informação contábil

Linha de pesquisa: Informação contábil para usuários externos.

Orientador: Edilson Paulo, Dr.

JOÃO PESSOA
2021

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

G169i Gallina, André Sekunda.

A informação contábil explica o risco de crédito? /
André Sekunda Gallina. - João Pessoa, 2021.

128 f. : il.

Orientação: Edilson Paulo.

Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Informação contábil. 2. Risco de crédito. 3.
Investimentos. I. Paulo, Edilson. II. Título.

UFPB/BC

CDU 657.244(043)

ANDRÉ SEKUNDA GALLINA

A INFORMAÇÃO CONTÁBIL EXPLICA O RISCO DE CRÉDITO?

Tese apresentada ao curso de Doutorado em Ciências Contábeis, do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Ciências Contábeis.

Linha de Pesquisa: Informação Contábil para Usuários Externos.

Tese aprovada em 15/12/2021.

Banca examinadora:



Documento assinado digitalmente
Edilson Paulo
Data: 17/02/2022 08:27:24-0300
CPF: 119.581.188-85
Verifique as assinaturas em <https://v.ufsc.br>

Prof. Dr. Edilson Paulo
(Orientador)

A handwritten signature in blue ink, appearing to read 'Paulo'.

Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Examinador Interno

Prof. Dr. Fernando Antônio de Barros Júnior
Universidade de São Paulo (USP)
Examinador Externo

Prof. Dr. José Alonso Borba
Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC)
Examinador Externo

Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier
Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
Examinador Externo

Se eu vi mais longe, foi por estar sobre os ombros de gigantes.

Isaac Newton

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho aos meus pais, que em sua imensa simplicidade e mesmo com poucos recursos, fizeram tudo ao seu alcance para proporcionar condições de tornar-me uma pessoa melhor. Não há um segundo sequer em minha vida que eu não seja grato por tudo que fizeram, e ainda fazem por mim. Esta conquista também é de vocês!

AGRADECIMENTOS

Concluir um curso de Doutorado é um passo muito grande para qualquer pessoa, em especial para mim, que vim do “interior do interior” do Brasil e decidi, muito jovem, que queria ser professor. Essa é uma conquista de muitas mãos, e pessoas muito importantes precisam ser mencionadas.

Primeiramente agradeço à Deus pela saúde e pela proteção. Morei em outro Estado, sozinho e longe de casa, longe da minha família. Encarei centenas de viagens. Andei por ruas desertas. Peguei incontáveis ônibus lotados no trajeto República x Universidade e vice-versa. Morei em repúblicas, algumas vezes com pessoas completamente desconhecidas. No entanto, em cada ocasião dessas tive a proteção de Deus, e cá estou são e salvo. Só isso já é motivo mais que suficiente para agradecer.

Agradeço, ainda, pela perseverança. Deus, em sua infinita bondade, me deu a sabedoria necessária para resistir e persistir nessa caminhada, pois não foram poucas as vezes que desanimei e pensei em desistir de tudo. No entanto, sou a prova viva de que o trabalho duro ganha do talento sempre que o talento não trabalha duro.

Agradeço à minha família. Meus pais, que com toda sua simplicidade, e muitas vezes sem entender bem o que era esse tal de “doutorado”, me deram forças e apoio para seguir em frente. Minha esposa, Fernanda, presente que Deus me deu, que foi o maior alicerce dessa caminhada. Você foi a pessoa mais importante dessa jornada, a que mais me deu força e apoio. Sem você jamais teria conseguido. Inúmeras vezes, desanimado nos seus braços, disse que não viajaria de novo, que não conseguiria, que já tinha atingido meu limite. Em todas elas você me deu apoio e motivação, mesmo sofrendo junto comigo pela distância e pela ausência. Jamais esquecerei disso. Essa conquista é 50% minha e 50% sua. Te amo. Agradeço, também, ao nosso pequeno José Felipe, que nem mesmo chegou a este mundo ainda, mas já me deu a energia que faltava para finalizar esta tese. Agradeço ao meu irmão, Eduardo, que sempre se mostrou solícito em tudo que precisei e caminha a passos largos para se tornar um grande homem, que desde já muito nos orgulha. Vocês todos foram o combustível dessa jornada, que só fez sentido por saber que tinha vocês como base. Muito obrigado!

Ao meu orientador, prof. Dr. Edilson Paulo, grande referência como professor e pesquisador, pela orientação sempre objetiva e certa, bem como pelo convívio amistoso que tivemos ao longo de todo o período do Doutorado.

Ao PPGCC/UFPB, cuja qualidade do Programa dispensa elogios e é verificada na relevância das pesquisas publicadas nos melhores eventos e periódicos de Contabilidade do país e também fora dele. Minha formação como pesquisador foi moldada neste PPGCC, que me proporcionou evolução ímpar. Serei eternamente grato e por onde for, levarei o nome do Programa e representarei essa Universidade que tanto me ofereceu.

A todos os excelentes professores do PPGCC com quem tive a oportunidade de estudar: Wenner, Paulo Roberto, Paulo Amilton, Aldo, Márcia, Dimas, Luiz Renato, Edilson Paulo, Felipe Pontes e Orleans. Vocês, sem exceção, são fantásticos e levarei o ensinamento de cada um para o resto da vida.

Aos servidores da Secretaria do PPGCC, Wilma e Cecília. Ambas as servidoras sempre, sem hesitar, me auxiliaram em tudo o que lhes pedi ajuda, acredito que até em situações que não

eram de sua responsabilidade resolver. Exemplo de servidoras públicas dedicadas e atenciosas. Muito obrigado, Wilma e Cecília!

Aos amigos do programa do Doutorado: Ronaldo, Lauro, Polyandra, Maria Audenora, Marcos Igor, Eliane, Inajá e Lívia. Tenho certeza que, vendo a dedicação e o comprometimento de todos vocês com o ensino e a pesquisa, grandes nomes da Contabilidade sairão desta turma, que muito contribuirão para o avanço da nossa ciência. Muito obrigado por todo o aprendizado que obtive com cada um de vocês e pelo convívio prazeroso e amigável que tivemos, que muito contribuiu para tornar essa jornada mais leve.

Ao Igor Figueirêdo Leite, grande amigo com quem dividi república em João Pessoa, que mesmo sem saber me deu muita força em momentos difíceis. Ao Marcelo Maia, pela convivência tanto nas disciplinas que cursamos juntos quanto nos momentos de descontração, geralmente regados ao combo “pastel + caldo de cana” ou nos diversos rodízios de pizza que fomos com o Igor. Momentos memoráveis e que muito contribuíram para a manutenção da minha sanidade mental. Ao Dante, que embora tenha me dado o prazer da sua companhia por apenas pouco mais de um semestre, sempre se mostrou um excelente companheiro de república e um grande amigo. E também ao Ronaldo, com quem criei uma grande amizade, especialmente pelo fato de que, “compartilhando” o mesmo orientador, muitas e muitas vezes conversamos sobre assuntos do Doutorado e da vida. Vocês são, todos, grandes amigos!

Aos amigos com quem cursei disciplinas no Mestrado (afinal, fiz praticamente um segundo mestrado!) e no Doutorado, em especial Matheus Soares, Mariangela, Diego, Leonardo, Bruno, João, Rayane, George, Thales e Liniker. Passamos juntos um ano intenso, mas de muito crescimento. Aprendi muito com vocês.

Aos professores Wagner Lamounier, Paulo Amilton Maia Leite Filho, José Alonso Borba e Fernando Barros Júnior, que tanto na banca de qualificação quanto de defesa, muito contribuíram para o aprimoramento deste trabalho.

À Universidade Federal da Integração Latino-Americana pelo apoio financeiro. Em especial agradeço aos amigos da CCF-UNILA, sobretudo ao Diego Messias e a Loreci Renk, meus “eternos chefes”.

Por fim, agradeço a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a conclusão dessa jornada.

RESUMO

Esta tese tem como objetivo analisar a relação existente entre a informação contábil agregada e o risco de crédito. A informação contábil, conforme discutido na literatura, tem diversas propriedades úteis, contribuindo para a compreensão do comportamento de preços no mercado de ações, a estimação de fluxos de caixa futuros e dos lucros das companhias ou a análise do risco individual de companhias e de setores econômicos. Além disto, pelo fato de a informação contábil carregar elementos da economia real, também é útil para compreender e prever variáveis macroeconômicas como o Produto Interno Bruto (PIB), a inflação, o desemprego e outras. No entanto, são escassos os estudos que objetivam analisar a relação entre a informação contábil e o risco de crédito (no nível macroeconômico). Por sua vez, a Hipótese da Fragilidade Financeira (HFF) constitui uma corrente de investigação das Ciências Econômicas que analisa o risco de uma economia a partir de características da dívida dos agentes econômicos, sendo, portanto, possível mensurar o nível de fragilidade financeira por meio da informação contábil. Embora a fragilidade financeira possa ser evidenciada pela informação contábil das firmas, não se verificou na literatura atualmente existente pesquisas analisando a relação entre fragilidade financeira e risco de crédito. Visando a colmatar essa lacuna, a presente pesquisa propõe investigar a relação entre a informação contábil e o risco de crédito à luz da informatividade da informação contábil e da HFF. A partir desse aporte teórico, são formuladas duas hipóteses para a pesquisa: Hipótese 1 (Primeiro artigo) – A fragilidade financeira agregada das firmas, estimada com base na informação contábil da estrutura de endividamento, explica o risco de crédito, e Hipótese 2 (Segundo artigo) – A informação contábil das firmas, agregada, é útil para explicar o risco de crédito soberano no nível país. Para testá-las, a tese parte de uma abordagem quantitativa, com emprego de modelos de vetores autorregressivos (VAR), realizando análise de impulso-resposta e decomposição da variância. A amostra é composta por empresas do G-7 e BRICS com dados de 2001 a 2019 (excluído o ano de 2020 em função da pandemia da COVID-19). Como principais achados, verificou-se que, no tocante à análise da fragilidade financeira das firmas estimada a partir da informação contábil, tem-se que tal medida é útil para explicar o comportamento do risco de crédito soberano, tanto na amostra de países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento, embora com níveis reduzidos de poder de explicação quando analisada a decomposição da variância do erro do risco de crédito pela fragilidade financeira. Já no tocante à análise direta da informação contábil e do risco de crédito, as evidências são no sentido de que choques na informação contábil resultam em respostas significativas no risco de crédito, resultado esperado e condizente com a teoria

contábil (Ball & Brown, 1968). No entanto, nem sempre o sinal verificado na resposta ao choque comporta-se conforme o esperado, em especial na análise setorial. Com isto, tem-se que as duas hipóteses da pesquisa são suportadas pela evidência empírica. Os achados são potencialmente úteis para o mercado, em especial a indústria de investimentos, pois com o emprego da análise de risco proposta na tese, e considerando que a informação contábil constitui uma fonte confiável de informação, pode-se tomar decisões de forma mais célere e menos onerosa no que tange à alocação de capitais e para preparadores de normas e governos em geral, uma vez que podem contribuir com melhores ações de planejamento e execução de políticas macroeconômicas. Além disto, os resultados podem ser úteis a preparadores de normas e governos em geral, uma vez que podem contribuir com melhores ações de planejamento e de execução de políticas macroeconômicas empregando informações contábeis.

Palavras-chave: Informação contábil; Risco de crédito; Investimentos.

ABSTRACT

This thesis aims to analyze the relationship between aggregate accounting information and credit risk. Accounting information, as discussed in the literature, has several useful properties, contributing to the understanding of price behavior in the stock market, the estimation of future cash flows and company profits or the analysis of individual risk of companies and sectors economical. Furthermore, because accounting information carries elements of the real economy, it is also useful to understand and predict macroeconomic variables such as GDP, inflation, unemployment and others. However, there are few studies that aim to analyze the relationship between accounting information and credit risk (at the macroeconomic level). In turn, the Financial Fragility Hypothesis (HFF) constitutes a current of research in Economic Sciences that analyzes the risk of an economy from the characteristics of the debt of economic agents, making it possible, therefore, to measure the level of financial fragility through accounting information. Although financial fragility can be evidenced by firms' accounting information, research analyzing the relationship between financial fragility and credit risk was not found in the current literature. Aiming to fill this gap, this research proposes to investigate the relationship between accounting information and credit risk in light of the informativeness of accounting information and the HFF. Based on this theoretical support, two hypotheses are formulated for the research: Hypothesis 1 (First article) – The aggregate financial fragility of firms, estimated based on the accounting information of the debt structure, explains the credit risk, and Hypothesis 2 (Second article) – The aggregated accounting information of firms is useful to explain sovereign credit risk at the country level. To test them, the thesis starts from a quantitative approach, using vector autoregressive models (VAR), performing impulse-response analysis and variance decomposition. The sample is composed of G-7 and BRICS companies with data from 2001 to 2019 (excluding the year 2020 due to the COVID-19 pandemic). As main findings, it was found that, with regard to the analysis of financial fragility of firms estimated from accounting information, this measure is useful to explain the behavior of sovereign credit risk, both in the sample of developed countries and in the developing countries, although with reduced levels of explanatory power when analyzing the decomposition of the credit risk error variance by financial fragility. As for the direct analysis of accounting information and credit risk, evidence is in the sense that shocks in accounting information result in significant responses to credit risk, an expected result consistent with accounting theory (Ball & Brown, 1968). However, the signal verified in the response to the shock does not always behave as expected, especially in the sectorial analysis. Thus, the two

research hypotheses are supported by empirical evidence. The findings are potentially useful for the market, especially the investment industry, because using the risk analysis proposed in the thesis, and considering that accounting information is a reliable source of information, decisions can be taken more quickly and less onerous in terms of capital allocation, and for policymakers and governments in general, as they can contribute to better planning and execution of macroeconomic policies. In addition, the results can be useful to policymakers and governments in general, as they can contribute to better planning and execution of macroeconomic policies using accounting information.

Key words: Accounting information; Credit risk; Investments.

SUMÁRIO

Introdução	12
Artigo 1 - Qual a Relação da Fragilidade Financeira com o Risco de Crédito Soberano?	17
Artigo 2 - A Informação Contábil da Firma Explica o Risco de Crédito Soberano?	43
Considerações Finais	73
Referências.....	77
Apêndice A: Notas Metodológicas Complementares	80
Apêndice B: Informações Complementares do Artigo 1	82
Apêndice C: Informações Complementares do Artigo 2.....	96

Introdução

O trabalho seminal de Ball e Brown (1968), que discutiu a utilidade da informação contábil, influenciou sobremaneira a pesquisa contábil desde então, inaugurando uma importante corrente investigativa sobre as propriedades da informação contábil.

Com isto, a literatura vem apresentando os mais diversos achados acerca dessas propriedades informativas da contabilidade, como a relação dos componentes do lucro – fluxo de caixa e *accruals* – com os preços das ações (Barth et al., 2001; Barth et al., 2016), o impacto dos lucros no mercado de opções e de dívida (Billings & Jennings, 2011; Jin et al., 2012; Truong & Corrado, 2014) ou a relação entre lucro e retorno e o papel de arranjos institucionais em países que não os Estados Unidos da América (EUA) (Ball et al., 2000; Ball et al., 2003; Landsman et al., 2012). Desta forma, construiu-se um robusto corpo de pesquisas em torno das propriedades dos números contábeis.

Com o avanço das pesquisas, constatou-se que, além da utilidade da informação contábil para prever elementos ligados à própria empresa (como lucros ou fluxos de caixa futuros), a informação contábil carregava em si informação sobre a economia real (Guenther & Young, 2000; Bushman & Smith, 2001; Gkougkousi, 2014; Navarro-García & Madrid-Guijarro, 2016). Por essa razão, pesquisas empregando informações contábeis para analisar variáveis macroeconômicas ganharam fôlego. A essa linha investigativa convencionou-se chamar de *macroaccounting*.

Embora não tenha sido o primeiro trabalho acerca do tema, o *paper* publicado por Konchitchki e Patatoukas (2014) é tratado como um dos seminiais sobre o assunto, dada a investigação e os achados reportados pelos autores, que concluíram, em síntese, que os lucros contábeis agregados são capazes de prever o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB).

Em sua maioria, as investigações realizadas na linha da *macroaccounting* analisam a relação entre a informação contábil e o PIB, porém, outras frentes de investigação também são reportadas pela literatura, como a análise da relação entre a informação contábil e a inflação (Shivakumar & Urkan, 2017) e a relação entre a informação contábil e o desemprego (Hann & Ogneva, 2017).

No entanto, conforme Ball et al. (2008), mudanças nos lucros das empresas refletem em mudanças no risco de crédito soberano e no risco agregado, esclarecendo que o desempenho dos lucros da firma constitui uma fonte de análise do risco.

Toda empresa está sujeita ao risco sistemático do ambiente econômico em que opera, e esse risco não é mitigável pela diversificação (Silva & Quelhas, 2006). Além disto, todo

valuation é influenciado pela taxa de desconto aplicada nos fluxos de caixa, sendo que o risco constitui um componente crítico desses modelos (Damodaran, 2003).

Como o risco afeta a taxa de desconto do *valuation*, e esse, por sua vez, afeta os números da empresa, é de se esperar a existência de relação entre a informação contábil e o risco de crédito, razão pela qual faz sentido estudar a relação entre o risco de crédito e informações derivadas da contabilidade.

Somado a essa discussão sobre a utilidade da informação contábil realizada anteriormente, na teoria econômica há muito se discute sobre a capacidade financeira dos agentes econômicos e sobre como determinados comportamentos desses agentes podem colocar toda a economia em risco. Esse tema é particularmente discutido por Minsky (1992) em sua Hipótese da Fragilidade Financeira (HFF), que surgiu, conforme o próprio autor, como um desdobramento do trabalho de Keynes (1936).

Em síntese, a visão de Minsky é que a instabilidade financeira pode emergir endogenamente e minar o crescimento econômico de um país (Dymski, 2010). Uma economia capitalista alterna entre períodos de comportamento econômico estável e períodos de crise. Seja pela ação de governos, intervenções políticas ou até mesmo pelas propriedades de auto-organização dos mercados, os períodos de crise tendem a se estabilizar. Esses períodos de estabilidade são caracterizados por baixos níveis de atividade econômica, porém, a busca do interesse próprio por parte dos agentes acabará por gerar um novo ciclo expansivo, acarretando o surgimento de uma nova onda especulativa. Com o passar do tempo, novos regimes de “expansões incoerentes e contrações desastrosas” se sucederiam (Minsky, 1992).

Em especial, a instabilidade financeira forma-se durante uma expansão. Com a economia acelerada, os agentes econômicos têm maior disposição para pedir empréstimos, o que compromete uma parcela crescente dos lucros esperados para pagamento da dívida (principal e serviço) no futuro. Isso expõe a empresa a um risco maior, porque, se o fluxo de receitas for menor do que o esperado, ou se os custos financeiros aumentarem, as empresas talvez não consigam cumprir esses compromissos de pagamento da dívida (Wray, 2016).

Isso ocorre porque, em momentos de tranquilidade econômica, os agentes sentem-se mais propensos ao endividamento, tornando-se mais alavancados. No entanto, aumentar a alavancagem significa também aumentar a fragilidade (Carvalho & Fernando, 2009). Quando os devedores não cumprem suas obrigações financeiras, o risco econômico cresce, e toda a economia pode colapsar (Milan, 2012). Com isto, espera-se que esse risco de crédito esteja refletido no risco-país, objeto de interesse da pesquisa. Consequentemente, as unidades com déficits de fluxo de caixa serão forçadas a tentar se manter no mercado vendendo suas posições,

o que pode levar ao colapso dos valores dos ativos, gerando um efeito em cadeia e abalando toda a economia.

Isso conduz os agentes econômicos para uma das três classificações propostas por Minsky (1992): *hedge*, especulativa e *ponzi*. Agentes *hedge* são aqueles que podem cumprir suas obrigações contratuais com os fluxos de caixa por si gerados. As unidades especulativas são aquelas que podem pagar o serviço da dívida, porém, não são capazes de pagar o principal. Essa condição faz com que tais agentes econômicos precisem rolar suas dívidas como condição de manutenção de suas atividades. E, finalmente, as unidades *ponzi* são aquelas que não possuem condições de arcar com os juros, tampouco com o principal de suas dívidas (Minsky, 1992).

O mix de agentes *hedge*, especulativo e *ponzi* em uma economia é que determina sua estabilidade (Miller, 2018). Com isto, quanto mais agentes especulativos e *ponzi*, mais fragilizada estará a economia, ou seja, com maior risco. Desta forma, é de se supor que esse maior risco seja refletido no risco-país.

A HFF argumenta que, quanto mais fragilizada é a economia, menores são os níveis de investimento dos agentes econômicos. Via de consequência, seus lucros e sua capacidade de geração de caixa são reduzidos, fazendo com que mais agentes migrem da posição *hedge* para as posições especulativa e *ponzi*, colocando a economia em uma espiral de declínio.

Com isto, a literatura econômica sugere uma clara conexão entre a posição financeira do agente econômico e o risco da economia. Embora essa conexão pareça bastante evidente, não se logrou êxito em localizar estudos que analisem a eventual relação entre a fragilidade financeira (estimada a partir de informações contábeis) e o risco de crédito, lacuna essa que se pretende mitigar com a pesquisa. Portanto, se estudos nessa temática existem, não são comuns, tampouco foram localizados na pesquisa realizada.

A pesquisa mostra-se oportuna na medida em que o risco é um importante *driver* de decisão para os investidores, o que, por sua vez, afeta o volume de investimentos recebidos pelos países. Os níveis de risco de crédito afetam todos os agentes econômicos, como as empresas sediadas localmente e os investidores externos que alocam seu capital nesses países. Esses agentes econômicos, portanto, demandam informações sobre o comportamento do risco dos países para a tomada de decisões sobre alocação de capital, o que pode ser provido pela Contabilidade.

A análise do risco com emprego de informações contábeis proporciona maior flexibilidade na análise do risco macroeconômico pelo investidor, uma vez que sua análise não depende da divulgação dessas informações por agências de *rating* ou por órgãos

governamentais, visto que emprega informações contábeis divulgadas trimestralmente pelas empresas, devidamente auditadas e escrutinadas por agentes do mercado para análise do risco. Isso gera um ganho ao investidor nesse processo decisório de investimentos, pois decisões dessa natureza normalmente precisam ser tomadas de forma célere, o que nem sempre é possível, já que informações sobre risco podem não estar disponíveis prontamente ao interessado no momento em que precisa delas.

As informações contábeis são divulgadas trimestralmente, devidamente auditadas, com forte processo de vigilância pelos governos, analistas de investimentos e pelos próprios investidores, o que, embora não isente a ocorrência de fraudes, reduz significativamente essa possibilidade, constituindo, assim, uma fonte informacional relevante e confiável para a análise de risco no nível país.

Além disto, muitos países incorreram em calotes soberanos nos últimos dois séculos, a exemplo do Brasil, Argentina, Espanha, Portugal, Áustria, Grécia, dentre muitos outros, com consequências severas para esses países, como a perda de reputação do governo, a fuga de capitais do mercado financeiro, recessão econômica e instabilidade política (Damodaran, 2018).

Com isto, o risco de crédito mostra-se um componente importante no processo decisório sobre investimentos, sendo oportuna, portanto, a realização de estudos que tenham por objetivo melhor compreender essa variável e que possam contribuir para melhores tomadas de decisão.

Assim, diante dessa lacuna de pesquisa, a qual pretende-se aqui colmatar, a tese deste trabalho é de que **as informações contábeis reportadas pelas firmas, de forma agregada, explicam o risco de crédito no nível país.**

A investigação tem embasamento tanto nas propriedades da informação contábil (Ball & Brown, 1968) quanto na HFF de Minsky (1992), que servem de aporte teórico para as análises realizadas neste trabalho.

Esta discussão mostra-se pertinente, pois não se tem notícias, ao menos até aqui, de um estudo desta natureza conduzido com dados contábeis, via *macroaccounting*, conforme propõe a presente tese. Além disto, investigar a relação entre a informação contábil e o risco pode reportar achados importantes para melhor compreensão do impacto de informações no nível da firma (lucros e gastos de capital) com informações macroeconômicas (risco).

Por fim, apresenta-se o seguinte problema de pesquisa: **qual a relação entre a informação contábil agregada e o risco de crédito?**

Diante do exposto, o objetivo geral desta pesquisa é analisar a relação existente entre a informação contábil agregada e o risco-país. E, para atender ao objetivo geral referido, tem-se como objetivos específicos:

- a) Analisar se a informação contábil da firma, de forma agregada, explica o risco de crédito.
- b) Analisar se a fragilidade financeira agregada das firmas, estimada com base na informação contábil da estrutura de endividamento, explica o risco de crédito.

A pesquisa estende os trabalhos de macroaccounting, que, atualmente, concentram-se no PIB para medidas de risco, somando-se ao trabalho de Kousenidis et al. (2019), único trabalho localizado que se alinha com a proposta da tese.

Também contribui com o contingente de pesquisas que busca realizar previsões sobre as métricas de risco, pois evidencia a relevância da informação contábil para compreender o risco de crédito, seja mediante análise das variáveis contábeis (diretamente) e sua relação com o risco de crédito, seja mediante o estudo da relação entre a fragilidade financeira e o risco de crédito.

Por fim, a pesquisa contribui com o mercado e com elaboradores de normas e governos. Com o mercado, especialmente, pelo fato de que o risco modera todas as decisões relacionadas a investimentos. Uma vez que se tem, empregando informação contábil das firmas, uma ferramenta para melhor compreender os níveis de risco de crédito macroeconômico, explorar esse assunto pode ser de interesse do mercado.

Quanto aos preparadores de normas e governos, os achados da pesquisa podem servir para informar as autoridades sobre o impacto de variáveis contábeis sobre o risco de crédito, possibilitando que melhores decisões conjunturais possam ser tomadas e, até mesmo, que tais medidas de risco possam ser melhor estimadas com emprego da informação contábil.

Artigo 1 - Qual a Relação da Fragilidade Financeira com o Risco de Crédito Soberano?

Resumo: Este artigo tem como objetivo analisar a relação existente entre a fragilidade financeira, estimada a partir da informação contábil agregada das firmas, e o risco de crédito. A informação contábil, entre as diversas propriedades que possui, carrega elementos da economia real, razão pela qual é útil para compreender e prever variáveis macroeconômicas, como, por exemplo, o Produto Interno Bruto (PIB), a inflação e o desemprego. No caso desta pesquisa, analisa-se a relação da fragilidade financeira e o risco de crédito soberano. Embora a fragilidade financeira das firmas possua ampla literatura, nesta pesquisa adota-se a abordagem de Minsky (1992). A métrica para a fragilidade financeira segue Torres Filho et al. (2018). Empregando modelos de vetores autorregressivos (VAR) em uma amostra que contempla países do BRICS e G-7, no período de 2001 a 2019, verificou-se que a fragilidade financeira das firmas, estimada a partir da informação contábil, é útil para explicar o comportamento do risco de crédito soberano, tanto na amostra de países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento. Embora a decomposição da variância evidencie níveis reduzidos de explicação da variância do erro do risco de crédito pela fragilidade financeira, os resultados são compatíveis com os da literatura e não podem ser desprezados.

Palavras-chave: Informação contábil; Risco de crédito; Fragilidade financeira.

Introdução

Segundo Ball e Brown (1968), a informação sobre o lucro da firma possui conteúdo informativo capaz de influenciar decisões tomadas pelos seus usuários (Ball & Brown, 1968). A partir dessa publicação, as pesquisas investigam como a informação contábil pode ser útil à tomada de decisões dos diversos agentes econômicos, sob diversas óticas, como a utilidade dos componentes do lucro – fluxo de caixa e *accruals* – e sua relação com os preços das ações (Dechow et al., 1998; Barth et al., 2001; Barth et al., 2016), o impacto dos lucros no mercado de opções e de dívida (Billings & Jennings, 2011; Jin et al., 2012; Truong & Corrado, 2014), a relação entre lucro e retorno e o papel de arranjos institucionais em países que não os Estados Unidos da América (EUA) (Landsman et al., 2012; Ball, 2016).

O emprego de variáveis contábeis no nível da firma para explicar e tentar prever variáveis macroeconômicas foi denominado na literatura de *macroaccounting*, e os achados reportados nesses estudos são os mais diversos possíveis.

Kalay, Nallareddy e Sadka (2016) estudaram a incerteza e as mudanças setoriais, analisando a interação entre os choques no nível da empresa e no nível agregado na atividade macroeconômica. Em síntese, os autores verificaram que a incerteza sobre a qual a empresa opera influencia suas perspectivas de crescimento, e que uma maior incerteza amortece a atividade econômica, prejudicando o crescimento do PIB.

Do e Nabar (2019), ao estudarem os efeitos macroeconômicos do conservadorismo contábil agregado, concluíram que o conservadorismo condicional está associado a um maior nível de crescimento no PIB, enquanto que o conservadorismo incondicional não mostra nenhuma associação com o PIB ou, em alguns casos, apresenta uma associação negativa.

Por sua vez, Lalwani e Chakraborty (2020) investigaram se mudanças negativas nos lucros agregados contêm mais informações do que mudanças positivas no tocante à previsão do PIB, encontrando apenas evidências modestas que suportassem tal hipótese.

Conforme evidencia a literatura, estudos investigando a relação entre a informação contábil e a atividade econômica estão, cada vez mais, ganhando espaço na academia. Como dito anteriormente, bem como evidenciam as pesquisas relacionadas, uma importante frente de pesquisa tem sido feita em relação ao PIB, com forte concentração de estudos.

Por que investigações empregando a informação contábil no nível da firma tornaram-se tão comuns analisando vetores de informações macroeconômicas? A resposta sugerida pela teoria é a de que a informação contábil carrega em si informação sobre a economia real (Guenther & Young, 2000; Bushman & Smith, 2001; Gkougkousi, 2014). Por essa razão, a pesquisa empregando dados contábeis para analisar variáveis macroeconômicas ganhou fôlego.

No entanto, com um volume menor de investigações está a análise da associação da informação contábil agregada com o risco. Investigações empregando lucros agregados para analisar o risco de crédito em nível país não são usuais (encontrou-se apenas um *paper* nessa linha – Kousenidis et al., 2019), embora pesquisas que analisem o risco individualizado das firmas (ou de setores, por exemplo) sejam comuns, constituindo uma robusta literatura (Kalay, Nallareddy & Sadka, 2016; Hann & Ogneva, 2017; Do & Nabar, 2019; Lalwani & Chakraborty, 2020).

Conforme Ball et al. (2008), mudanças nos lucros das empresas refletem em mudanças no risco de crédito soberano e no risco agregado, esclarecendo que informações contábeis da firma constituem uma fonte de análise do risco.

Para Minsky, a instabilidade financeira emerge endogenamente, e pode comprometer o crescimento econômico de um país (Dymski, 2010). Quando a economia está repleta de agentes econômicos classificados como especulativos ou ponzis, sua capacidade de honrar as

obrigações financeiras assumidas resta comprometida. No limite, isso influencia toda a capacidade econômica do Estado. Por isso, a partir do estudo da fragilidade financeira dos agentes econômicos, tem-se que é possível, ao menos de forma aproximada, entender-se o nível de risco de crédito no nível país, o que se investiga neste estudo.

A análise da relação informação contábil x risco de crédito mostra-se relevante na medida em que o risco é um importante driver de decisão para os investidores, o que, por sua vez, afeta o volume de investimentos recebidos pelos países. Com isso, a informação da contabilidade pode contribuir para tornar mais célere esse processo de alocação de capitais, o que pode contribuir para uma melhor tomada de decisões.

Para Damoradan (2018), os níveis de risco-país afetam uma série de decisões dos agentes, como a precificação de títulos soberanos, as estimativas de taxas de juros sobre empréstimos desses países ou até mesmo a *valuation* de quaisquer ativos daquele mercado, uma vez que na taxa de desconto está implícito um prêmio pelo risco do país. Nesse processo de tomada de decisões, esses investidores precisam de avaliações do risco-país atualizadas e oportunas. Há muito tempo, porém, argumenta-se que as agências de classificação demoram muito para mudar as classificações de risco, e que essas mudanças acontecem tarde demais para proteger os investidores de uma crise (Damodaran, 2018). Não se pode esquecer que o risco de crédito é um dos componentes do risco-país.

Por isso, a proposta de investigação é oportuna, pois averigua o potencial da informação contábil em antecipar informações do risco de crédito no nível país a partir de dados agregados das firmas, discussão que pode contribuir com o processo decisório de diversos agentes na cadeia de investimentos, propiciando deliberações mais céleres sobre temas como investimento, por exemplo.

Considerando que a informação contábil – insumo básico para a medida de fragilidade financeira aqui empregada – pode ser empregada como uma boa *proxy* para o risco no nível país, esta pesquisa justifica-se no sentido de investigar se a fragilidade financeira das firmas explica o risco de crédito no nível país.

A investigação tem embasamento tanto nas propriedades da informação contábil (Ball & Brown, 1968) quanto na HFF de Minsky (1992), que servem de aporte teórico para as análises realizadas neste trabalho, e, uma vez que se evidencie que a informação contábil constitui um bom preditor para o risco de crédito no nível país, tem-se um importante ganho no processo decisório, em especial no tocante a decisões de investimentos, visto que poder-se-ia empregar a informação contábil para obter uma melhor compreensão do risco a que alguém está exposto ao investir seu patrimônio em negócios de determinado país.

Ademais, a análise do risco com emprego de informações contábeis proporciona maior flexibilidade na análise do risco macroeconômico pelo investidor, uma vez que sua análise não depende da divulgação dessas informações por agências de *rating* ou por órgãos governamentais, visto que emprega informações contábeis divulgadas trimestralmente pelas empresas, devidamente auditadas e escrutinadas por agentes do mercado para análise do risco. Isso gera um ganho ao investidor nesse processo decisório de investimentos, pois decisões dessa natureza normalmente precisam ser tomadas de forma célere, o que nem sempre é possível, já que informações sobre risco podem não estar disponíveis prontamente ao interessado no momento em que precisa delas.

Analisando o risco de crédito do país com o emprego de informações contábeis divulgadas trimestralmente, ganha-se em eficiência nesse processo, sendo possível obter uma decisão mais célere e com emprego de informações confiáveis.

O presente artigo está assim estruturado: esta introdução, uma breve revisão da literatura, discutindo, em especial, as propriedades da informação contábil (Ball & Brown, 1968) e a HFF (Minsky, 1992), a apresentação da metodologia, a discussão dos resultados e as considerações finais.

Revisão da Literatura

Relação entre a Informação Contábil e Variáveis Macroeconômicas

A literatura evidencia que a informação contábil é relevante para explicar diversos aspectos do comportamento dos agentes econômicos no mercado. Desde o movimento dos preços das ações dada a divulgação das informações contábeis (Ball & Brown, 1968; Brown & Kennelly, 1972; Patell, 1976) até a análise do risco das empresas com base na informação da contabilidade (Bloom et al., 2012; Kang & Wang, 2018), a influência dos números contábeis nas decisões econômicas tomadas pelos agentes é confirmada por diversas pesquisas.

Embora não seja o primeiro estudo sobre o tema, a pesquisa de Konchitchki e Patatoukas (2014) é citada como um dos trabalhos seminais sobre o assunto. Nela, os autores concluem, em síntese, que a informação agregada do lucro das empresas constitui um indicador incrementalmente significativo do crescimento do PIB, o que faz da informação contábil agregada um importante mecanismo para previsão da referida variável.

Nessa linha, diversos outros estudos surgiram, em que os autores empregaram a informação contábil com objetivo de mensurar outras variáveis macroeconômicas, tal como

Gallo et al. (2016), que analisaram se as informações contábeis agregadas são capazes de antecipar políticas monetárias do Federal Reserve (FED).

Conforme discutido pelos referidos autores, lucros agregados estão positivamente associados a mudanças no cenário do FED, sugerindo que anúncios de resultados positivos pelas empresas são preditivos de mudanças positivas no pelo FED (como aumentos de taxas maiores do que o esperado ou cortes de taxas menores do que o esperado), resultados esses robustos mesmo após diversos controles de variáveis macroeconômicas.

Por sua vez, Shivakumar e Urcan (2017) analisaram se a informação contábil agregada reflete o comportamento futuro da inflação. Dentre outros achados, os autores relataram que inovações no crescimento dos lucros agregados das firmas, divulgadas ao longo de um trimestre, estão positivamente correlacionadas às inovações dos trimestres subsequentes em investimentos no nível macroeconômico. Os autores reportaram, ainda, uma relação positiva entre inovações positivas no crescimento dos lucros agregados e futuras inovações do Índice de Preços ao Produtor (PPI) com um e dois meses de antecedência.

Além disto, Shivakumar e Urcan (2017) reportaram que mudanças nos lucros agregados das firmas preveem erros nas previsões dos macroeconomistas quanto ao investimento do trimestre subsequente e o PPI dos próximos dois meses, sugerindo que esses macroprevisores não levam em conta as informações agregadas das firmas em suas previsões.

Ou seja, com base na literatura, tem-se que a informação contábil agregada é estatística e economicamente relevante para predição do comportamento futuro da informação macroeconômica que estava sendo analisada.

Com isto, é de se esperar que haja relação entre o risco de crédito (variável macroeconômica) e a informação contábil, insumo para construção do índice de fragilidade financeira, dadas as propriedades da informação contábil e o fato de que carrega elementos da economia real.

A seguir, discute-se a relação entre a fragilidade financeira e o risco de crédito.

Relação entre a Hipótese da Fragilidade Financeira (HFF) e o Risco

Somado ao que foi discutido anteriormente, a pesquisa ancora-se na Teoria da Hipótese da Fragilidade Financeira. Proposta por Minsky (1992), a HFF propõe que, em síntese, o sistema capitalista é cíclico, e que as crises financeiras são uma constante nesse sistema. Em momentos de calma financeira, as expectativas das empresas são atingidas, o que leva a uma espécie de euforia generalizada nos agentes econômicos, ocasionando aumentos constantes do

endividamento, uma vez que os bancos acreditam que os agentes econômicos pagarão seus empréstimos. Isso leva a índices de endividamento elevados dos agentes econômicos (Minsky, 1992).

Essa fase de euforia, com aumento do endividamento, termina quando parte dos agentes econômicos não cumpre com suas obrigações financeiras assumidas, seja porque as expectativas projetadas não se cumpriram, seja porque foram otimistas em demasia. Com isto, as empresas têm dificuldades para quitar suas obrigações financeiras, sendo recorrente que muitas não consigam sequer pagar seus débitos. Isso leva a reduções drásticas nos níveis de investimento pelos agentes econômicos, condição essencial para o crescimento econômico, seja no nível da firma, seja no nível país. Os lucros entram em colapso. O risco econômico eleva-se quando muitos agentes econômicos são incapazes de quitar suas dívidas, levando muitos a vender seus ativos físicos para quitar dívidas. Intervenções do Governo, ou a própria dinâmica do mercado, fazem com que novas expectativas sejam criadas, reiniciando o ciclo (Minsky, 1992; Mulligan, 2013; Charles, 2016).

Prosperidade, estabilidade e crescimento prolongados naturalmente levam os atores a subestimar progressivamente o risco (Mulligan, 2013). De fato, durante a fase de confiança econômica, as expectativas sobre os lucros dos agentes econômicos são validadas, aumentando a expectativa quanto a futuros aumentos nos lucros dos agentes, implicando em uma percepção muito baixa de risco. Isso aumenta o financiamento externo do investimento, a relação dívida x lucros retidos e, finalmente, o ônus financeiro suportado pela empresa (Mulligan, 2013; Charles, 2016).

Em Minsky (1982, 1986), observa-se que as crises no capitalismo são geradas endogenamente, ou seja, é a própria dinâmica capitalista a responsável pela ocorrência das crises vivenciadas no sistema. Com isto, a ocorrência de crises financeiras no capitalismo é inevitável, e o máximo que se pode fazer em relação a isso é buscar minimizar sua ocorrência, pois evitá-las, dada sua característica endógena, mostra-se impossível.

Minsky (1992) classifica os agentes econômicos, à luz da HFF, segundo três categorias distintas: hedge, especulativo e ponzi. Agentes econômicos classificados como hedge são aqueles que possuem fluxos de caixa esperados que excedem suas obrigações contratuais passivas (Minsky, 1992). Os agentes econômicos hedge geram fluxos de caixa suficientes para atender os juros e o principal de suas obrigações, evidenciando uma disciplina de não tomar mais recursos emprestados do que seus fluxos de caixa podem saldar (Mulligan, 2013).

Na posição especulativa, o agente econômico toma recursos emprestados mesmo não esperando que os fluxos de caixa das suas operações sejam grandes o suficiente para atender

aos compromissos de pagamento da dívida. As unidades especuladoras esperam cumprir as obrigações levantando fundos por novas dívidas (Minsky, 1992). Esses agentes especulativos são caracterizados por terem fluxos de caixa suficientes apenas para pagamento dos juros dos empréstimos, ou seja, apenas o serviço da dívida, sem, no entanto, realizar o pagamento do principal, que é rolado (Mulligan, 2013).

Por fim, os agentes econômicos classificados como ponzi são aqueles que não possuem fluxos de caixa suficientes para pagar os compromissos da dívida, seja o principal ou juros, fazendo com que a dívida cresça (Minsky, 1992). Essas unidades financeiras tomam empréstimos em tal montante que não conseguem cobrir sequer os juros da dívida (Mulligan, 2013).

É o agregado de empresas na economia, classificadas de acordo com uma das três classificações financeiras, que fornece uma avaliação da fragilidade financeira como um todo. Quanto maior a incidência de agentes econômicos especulativos e ponzi, mais frágil é a situação da economia (Minsky, 1992).

Portanto, parece existir uma relação a ser investigada entre a classificação dos agentes econômicos e a ocorrência de crises, ou seja, com o risco. Minsky (1992) argumenta que, sempre que os lucros caem, as unidades hedge tornam-se especulativas, e as unidades especulativas tornam-se ponzi. Isso gera quedas no preço dos ativos de capital, causando declínio no investimento. A redução no volume dos investimentos leva a quedas nos lucros, o que leva a falhas financeiras e novas reduções nos investimentos e nos lucros, causando falhas financeiras adicionais. Com esse cenário, o palco está montado no nível micro para o colapso financeiro (Taylor & O'Connell, 1985).

Quanto mais agentes econômicos do tipo ponzi e especulativo, maior tende a ser o risco de um colapso financeiro no país. Com isto, considerando que o risco de crédito é um importante componente do risco-país, e considerando que a fragilidade financeira pode ser estimada a partir da informação contábil, estabelece-se o link entre a fragilidade financeira das firmas e a contabilidade. Assim, mostra-se oportuno investigar a existência de relação entre a HFF e o risco de crédito. Disso, propõe-se a seguinte hipótese de pesquisa:

Hipótese 1 – A fragilidade financeira agregada das firmas, estimada com base na informação contábil da estrutura de endividamento, explica o risco de crédito.

Procedimentos Metodológicos

A amostra da pesquisa, contendo aproximadamente 388.000 observações, é composta por BRICS e G-7, contemplando tanto informações das firmas dos referidos países quanto informações sobre seu risco de crédito. Foram coletados dados das empresas de capital aberto dos países da amostra, bem como a variável econômica de interesse da pesquisa, visando à condução das análises e ao atingimento do objetivo do trabalho. Alguns países, dada a baixa quantidade de observações para a proxy de risco de crédito, foram excluídos da amostra, conforme se verá.

Os dados relativos ao risco de crédito foram coletados no *Federal Reserve Economic Data* (FRED) e no *The US Department of the Treasury*, enquanto que os dados no nível da firma dos referidos países foram coletados da *Thomson Reuters*[®].

Os dados foram coletados do período de 2001 até 2019, excluindo-se o ano de 2020 em razão dos efeitos que a COVID-19 gerou sobre as finanças das empresas, considerados atípicos. Foram excluídas da amostra as empresas financeiras, uma vez que sua estrutura de capital destoa grandemente das demais, o que poderia comprometer as inferências realizadas sobre os dados.

Os *outliers* foram tratados via *winsorização* das caudas a 1%. Quando do emprego de variáveis agregadas, seguiu-se o procedimento a seguir (Konchitchki & Patatoukas, 2014): cada medida, no nível da empresa, foi ponderada pelo seu ativo total e, após isso, foi feita a agregação trimestral por média simples, transformando as informações em série temporal.

Foram também realizadas análises setoriais, empregando-se os mesmos procedimentos anteriormente citados. Quanto à modelagem dos dados, a pesquisa emprega modelos de série temporal, especificamente modelos de vetores autorregressivos (VAR). Os dados para o modelo são trimestrais. Os testes diagnósticos de cada modelo rodado, quando não discutidos nesta seção, são apresentados junto com os resultados.

De maneira geral, modelos autorregressivos fornecem o valor da observação atual como uma função linear de observações passadas mais um ruído branco. Os modelos VAR são uma extensão dos modelos autorregressivos para dados multivariados (Solari & Van Gelder, 2011). Portanto, o modelo VAR é uma generalização do modelo autorregressivo univariado (AR) (Medeiros et al., 2011).

O modelo VAR tem a seguinte especificação (Silva Junior et al., 2011; Medeiros et al., 2011; Arruda et al., 2011; Andrade & Souza Melo, 2016):

$$y_t = c + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + e_t \quad (1)$$

Em que:

y_t é um vetor ($n \times 1$) $\in R^n$ no instante t das variáveis empregadas no modelo;

$c = \in R^n$ representa o vetor de interceptos;

$A_k = \in R^{n \cdot n}$, $k = 1, 2, 3, \dots, p$ são as matrizes dos coeficientes do modelo;

$e_t = \in R^{n \cdot n}$ representa o vetor de resíduos, tal que $E[e_t] = 0 \in R^n$, $E[e_t, e_t^T] = \Sigma \in R^n$.

Para estimação, foi necessário identificar o número de defasagens do modelo, o que pode ser feito mediante análise dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) ou Hannan-Quinn (HQ) e análise do erro de predição final (Silva Junior et al., 2011). Além disto, é condição para esse tipo de modelo o emprego de variáveis estacionárias.

Além da definição do número de defasagens do modelo e do teste de estacionariedade (já discutidos anteriormente), no trabalho com modelos VAR são comuns a decomposição da variância e a análise via função impulso-resposta (IRF).

A decomposição da variância, também chamada de decomposição de Cholesky, permite verificar o efeito, período a período, que um choque unitário de um desvio-padrão em apenas uma das variáveis do modelo tem sobre todas demais variáveis (Margarido et al., 2004).

A decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) permite identificar qual parte da variação do erro na previsão de $y_{i, T+h}$ é devida ao choque estrutural η_j (Zivot & Wang, 2006).

Portanto, com suporte nessa metodologia, realiza-se a decomposição da variância, permitindo identificar, com isto, quanto das variações no risco de crédito são explicadas pela métrica de fragilidade financeira, sendo, portanto, a FEVD uma técnica útil para atingimento dos objetivos da pesquisa.

Por fim, ainda no tocante à análise das séries temporais, a pesquisa lança mão da IRF, que permite avaliar os efeitos de um choque em uma série temporal sobre outra série, ou seja, permite avaliar os resultados de choques em qualquer uma das variáveis do sistema, apresentando o horizonte temporal dos efeitos desses choques (Silva Junior et al., 2011).

A IRF é empregada na pesquisa com o objetivo de analisar a resposta no risco de crédito quando ocorrem choques na medida de fragilidade financeira. Quanto às variáveis da pesquisa, tem-se o risco de crédito estimado pela diferença no *spread* entre a taxa de juros do título do governo do país analisado, com maturidade de dez anos, em relação à taxa do título do governo norte-americano (Kousenidis et al., 2019). No caso dos EUA, como se trata do *benchmark* para

cálculo do risco de crédito, empregou-se como medida de risco o desvio-padrão, calculado trimestralmente, para a taxa de juros do título do governo norte-americano com maturidade de dez anos.

Quanto ao índice de fragilidade financeira, partindo-se de Torres Filho et al. (2018), tal medida foi obtida com emprego da seguinte equação:

$$IFF_t^{Pond} = \frac{(0 \times \sum_{i=1}^j INV_{it}^{Hedge} + DIV_{it}^{Hedge} + 0.5 \times \sum_{i=j+1}^k INV_{it}^{Espec.} + DIV_{it}^{Espec.} + 1 \times \sum_{i=k+1}^n INV_{it}^{Ponzi} + DIV_{it}^{Ponzi})}{\sum_{i=1}^n \frac{INV_i + DIV_i}{x_t}} \times 100 \quad (2)$$

Em que:

$\sum_{i=1}^n \frac{INV_i + DIV_i}{x_t}$ é a média trimestral dos gastos com Investimento (CAPEX) e Pagamento de Dividendos das firmas.

INV: Valor do investimento da firma em Capex.

DIV: Valor dos dividendos pagos.

Essas são, em síntese, as principais variáveis a serem empregadas na pesquisa, bem como os principais aspectos metodológicos. Outros pontos, caso necessários, serão discutidos e apresentados por ocasião da exposição dos resultados da pesquisa.

Análise dos Resultados

Para testar a relação entre a fragilidade financeira, calculada a partir de dados contábeis das empresas, e o risco de crédito, inicialmente testou-se a existência de relação de longo prazo entre as variáveis em questão. Para todos os países da amostra, não se verificou relação de longo prazo entre as variáveis pelo teste de Johansen.

Antes de rodar os modelos, utilizaram-se critérios de escolha do número de defasagens a serem consideradas para cada país. Como era de se esperar, dada a quantidade de países na amostra, a quantidade de *lags* não é uniforme. Por exemplo, para o Brasil, o modelo apresentou 1 lag, Rússia 3 lags, EUA 2 lags, e assim por diante. O Apêndice B evidencia diversas informações complementares em tabelas mais detalhadas.

Também foi testada a estacionariedade das variáveis, e em todos os casos rodaram-se modelos com variáveis estacionárias. Saliente-se que em todos os casos, a variável risco de crédito mostrou-se estacionária em 1ª diferença. Com estas informações em mãos, na sequência

foram rodados os modelos (VAR) por país (e em alguns casos por setor), conforme se apresenta a seguir na Tabela 1.

Tabela 1

Regressões com modelos VAR

RÚSSIA (Sample: 2005q3-2017q4 / Obs.: 45)				BRASIL (Sample: 2007q3-2019q4 / Obs.: 50)				
log likelihood	1.826			-242,1				
FPE	0.006			70.02				
det(Sigma_ml)	0.003			55.06				
AIC	0.541			9.92				
HQIC	0.751			10.01				
SBIC	1.103			10.15				
<u>Equation</u>		RMSE	R-sq	P>chi2		RMSE	R-sq	P>chi2
IFF		0.615	0.496	0.000		15.31	0.2479	0.000
bonds		0.109	0.248	0.022		0,518	0.1287	0.024
ÁFRICA DO SUL (Sample: 2002q2-2019q4 / Obs.: 55)				EUA (Sample: 2001q4-2019q4 / Obs.: 69)				
log likelihood	16.323			-129.44				
FPE	0.002			0.195				
det(Sigma_ml)	0.002			0.146				
AIC	-0.375			4.042				
HQIC	-0.291			4.17				
SBIC	-0.156			4.366				
<u>Equation</u>		RMSE	R-sq	P>chi2		RMSE	R-sq	P>chi2
IFF		0.085	0.085	0.077		0.757	0.327	0.000
bonds		0.543	0.092	0.062		0.545	0.255	0.000
ALEMANHA (Sample: 2002q1-2019q4 / Obs.: 72)				ITÁLIA (Sample: 2004q4-2019q4 / Obs.: 55)				
log likelihood	-84.52			-108.36				
FPE	0.052			0.294				
det(Sigma_ml)	0.035			0.176				
AIC	2.737			4.45				
HQIC	2.913			4.647				
SBIC	3.179			4.96				
<u>Equation</u>		RMSE	R-sq	P>chi2		RMSE	R-sq	P>chi2
IFF		0.164	0.215	0.003		1.024	0.512	0.000
bonds		1.362	0.328	0.000		0.47	0.476	0.000
JAPÃO (Sample: 2003q3-2019q4 / Obs.: 66)								
log likelihood	-53.91							
FPE	0.023							
det(Sigma_ml)	0.017							
AIC	1.937							
HQIC	2.068							
SBIC	2.269							
<u>Equation</u>		RMSE	R-sq	P>chi2				
IFF		0.61	0.709	0.000				
bonds		0.239	0.117	0.068				

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Dos resultados da Tabela 1, destaca-se a significância das equações (significante a 1% na maioria dos casos). Em seguida, na Figura 1, tem-se os resultados das funções impulso-resposta, estimadas a partir do modelo VAR para a amostra.

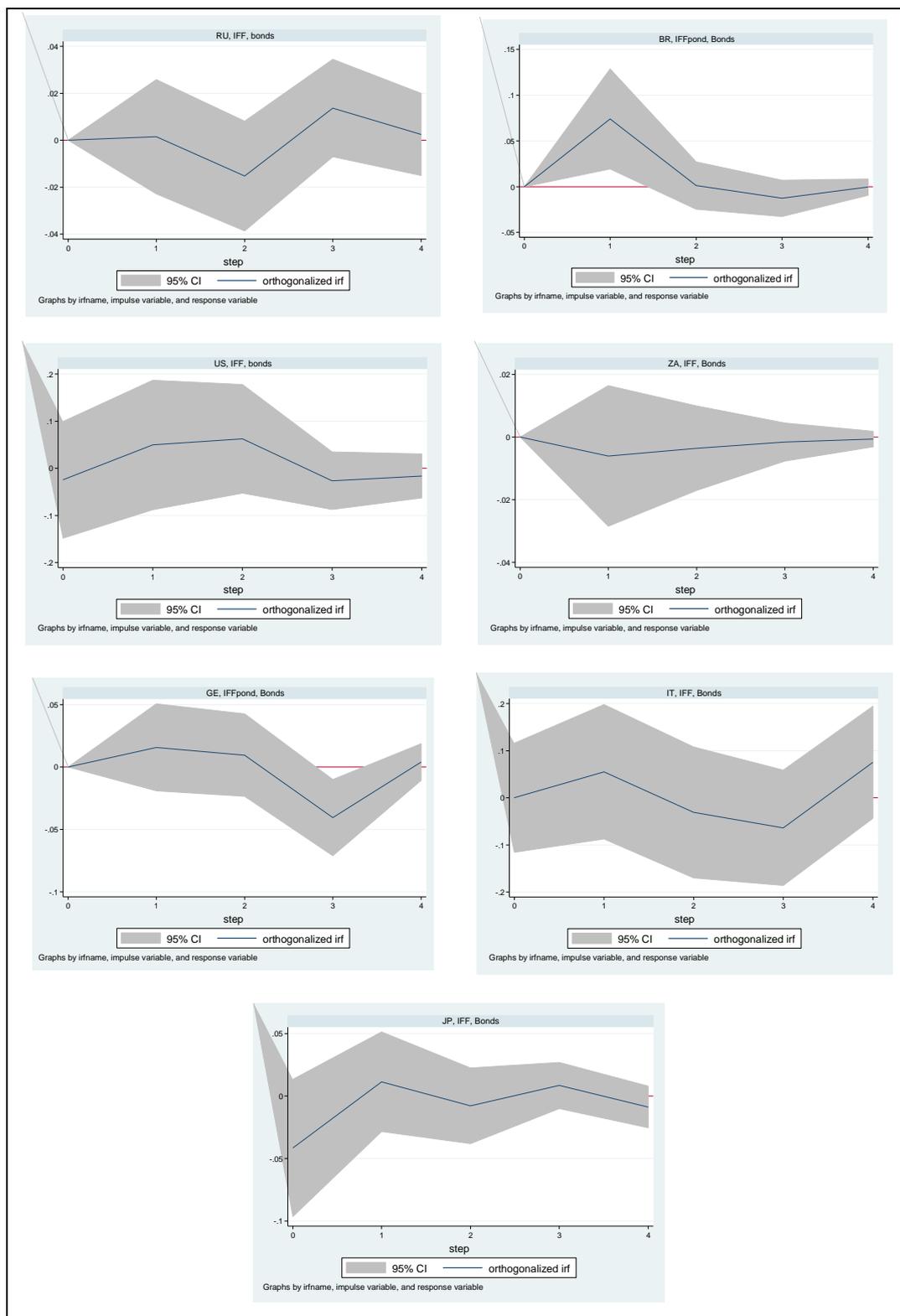


Figura 1: Funções impulso-resposta (IRF)

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Conforme se verifica em quase toda a amostra (ver Figura 1), choques nas métricas de fragilidade financeira geram respostas positivas na proxy de risco de crédito em pelo menos um período (trimestre) à frente, dispersando após esse período.

Isso significa que mudanças no nível de fragilidade financeira das firmas desses países geram respostas positivas na proxy de risco de crédito em nível macroeconômico. Esse achado é condizente com a literatura, uma vez que situações de crise são precedidas por um aumento significativo nos níveis de fragilidade financeira dos agentes econômicos (Bhaduri, 2011).

As medidas de fragilidade financeira são estimadas, conforme definido na metodologia, com base em parâmetros de endividamento das firmas e de sua capacidade de honrar os compromissos financeiros assumidos. O ambiente econômico, composto por diversos agentes, tem nas firmas um importante componente da atividade econômica como um todo. Uma vez que as medidas de fragilidade financeira apontem para níveis mais alarmantes de saúde financeira desses agentes, é de se esperar que o risco da economia como um todo se eleve também, e, de fato, é a essa constatação que os achados da pesquisa conduzem.

Embora a fragilidade financeira possa ser estimada individualmente, ou seja, por agente econômico, Bhaduri (2011) ressalta a ocorrência de uma espécie de contágio no que toca às questões econômicas, de modo que, mesmo com poucos agentes em situação de fragilidade financeira, seus efeitos podem ser prejudiciais a todo o sistema econômico, trazendo à tona uma iliquidez sistêmica, impactando negativamente sobre todo o sistema financeiro, o que se reflete no risco de crédito no nível país.

No caso da amostra, choques nas medidas de fragilidade financeira refletem uma resposta positiva na proxy de risco de crédito empregada, sugerindo que o comportamento descrito pela literatura também possui correspondência com os países da amostra.

O aumento do endividamento das firmas e o conseqüente aumento da fragilidade financeira constitui um primeiro sinal robusto de risco de crédito. Para Bernanke e Gertler (1990), a fragilidade financeira ocorre quando os empreendedores realizam projetos de investimento baseados em altos níveis de alavancagem e com forte dependência de financiamento externo, o que implica em altos custos de agência ligados ao investimento, conduzindo a investimentos baixos e ineficientes. Isso, como já discutido, compromete o crescimento econômico e, no limite, causa risco de crédito no ambiente econômico, podendo desaguar em uma crise.

Para Kregel (1997), a ideia de fragilidade financeira é construída em torno de mudanças nas margens de segurança das companhias. À medida que elas se deterioram, forma-se a fragilidade financeira, e, quando tais margens forem reduzidas ao mínimo, mesmo o menor

desvio da empresa em relação à expectativa futura de fluxos de caixa coloca em severos riscos o cumprimento dos compromissos financeiros por ela assumidos. A depender da extensão dessa fragilidade, a empresa pode vir a ruir, bem como, em uma escala maior, a própria economia.

Neste sentido, a fragilidade das firmas aumenta o risco de crises financeiras à medida que os níveis de fragilidade se tornam maiores, colocando todo o ambiente macroeconômico em risco (Sordi & Vercelli, 2006).

Essa relação entre a fragilidade financeira e o risco de crédito (que, no limite, contribui para desencadear crises financeiras mais severas) deve-se ao fato de que, com o aumento do endividamento pelos agentes econômicos, os maiores lucros dessas companhias passam a depender cada vez mais do aumento dos níveis de dívida, contribuindo, conseqüentemente, para o aumento da sua fragilidade financeira. Uma vez que a dívida passa a ter cada vez mais influência no crescimento econômico (empurrado pelo desempenho – lucro – das firmas), a propensão ao risco de crédito atinge tamanha amplitude que coloca em risco todo o sistema econômico, podendo, como dito, desencadear crises atingido determinado grau (Gallardo et al., 2006).

Ainda segundo Gallardo et al. (2006), esse processo concretiza-se pelo fato de que o crescimento econômico depende, em grande medida, dos níveis de investimento realizados pelos agentes econômicos. Com a maior fragilidade financeira das firmas, o volume de investimentos, essencial ao crescimento da economia, é sensivelmente afetado, o que vem acompanhado de uma desaceleração na taxa de expansão dos lucros, e refletirá em um crescimento econômico mais lento e uma economia em espiral descendente. Sem políticas públicas adequadas, essa desaceleração pode se tornar uma recessão subsequente, culminando em uma crise imensurável, em muito grande parte puxada pela fragilidade financeira dos agentes econômicos.

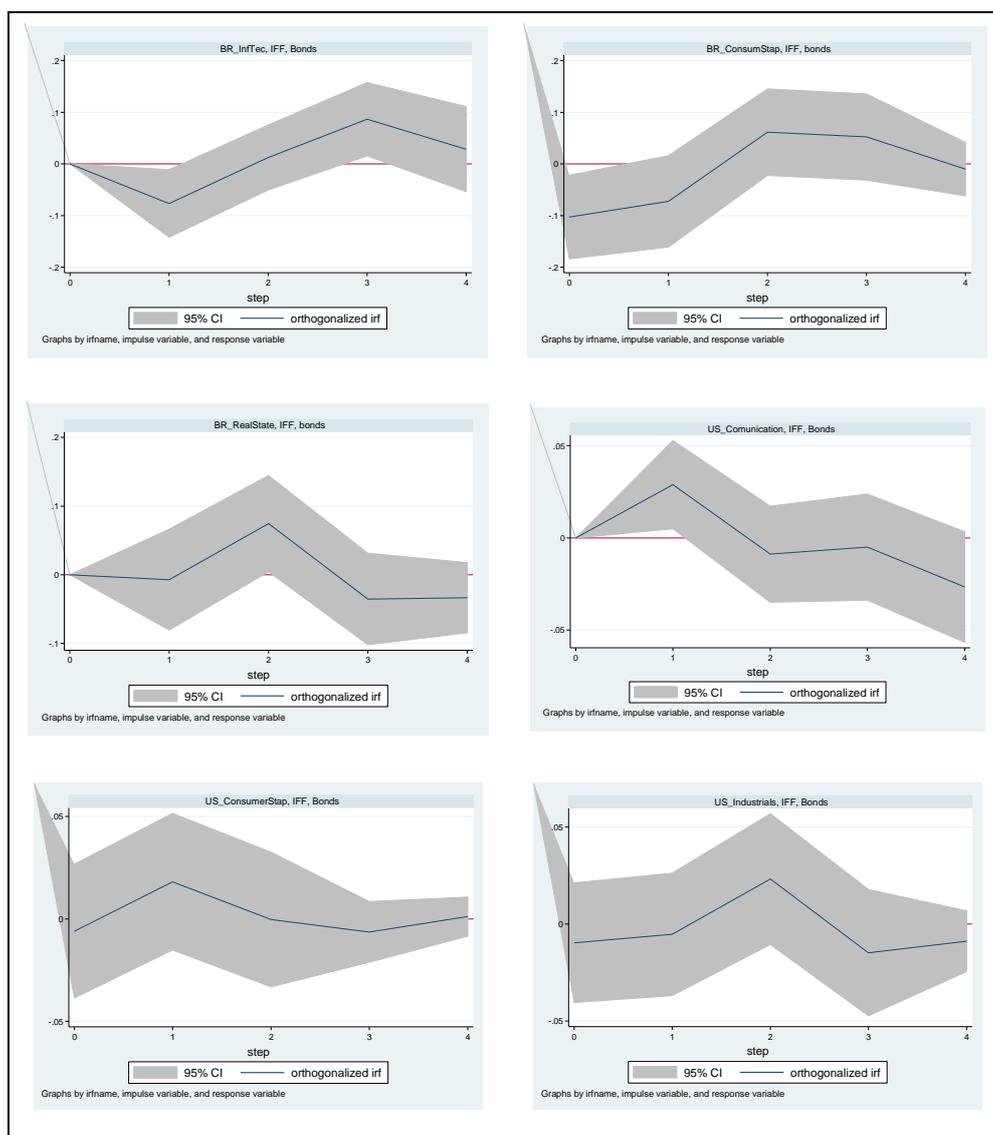
Conforme Caballero e Krishnamurthy (2009), a alta alavancagem leva a uma desaceleração ampliada da economia e prêmios de risco crescentes. Essa combinação de fatores pode se mostrar insustentável no longo prazo, promovendo a fragilidade financeira e, conseqüentemente, expondo a economia do país a um risco de crédito generalizado.

Ou seja, existem muitas evidências que suportam a relação estabelecida entre a fragilidade financeira da firma, estimada com base na informação financeira de endividamento das empresas, com o risco de crédito, que, no limite, pode desaguar até mesmo em uma crise.

Note-se que o comportamento, embora não seja uniforme, é similar entre países de diferentes envergaduras econômicas, o que sugere, de fato, a existência de uma relação entre a fragilidade financeiras das firmas e o risco de crédito no nível macroeconômico.

Quanto aos diagnósticos dos modelos anteriormente discutidos, foram rodados os testes de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos, o teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação dos resíduos, bem como o teste para verificar a estabilidade das raízes do polinômio AR. Os diagnósticos apresentados referem-se à estimação da Tabela 1. O Apêndice B apresenta tabelas detalhadas. Em todos os casos não há problemas com autocorrelação e raízes do polinômio AR, e para a maioria dos países da amostra não há problemas com a normalidade dos resíduos.

Ou seja, pelos diagnósticos relatados, os modelos rodados satisfazem os requisitos de confiabilidade. A seguir discutem-se, sucintamente, alguns resultados setoriais apresentados na Figura 2.



Continua

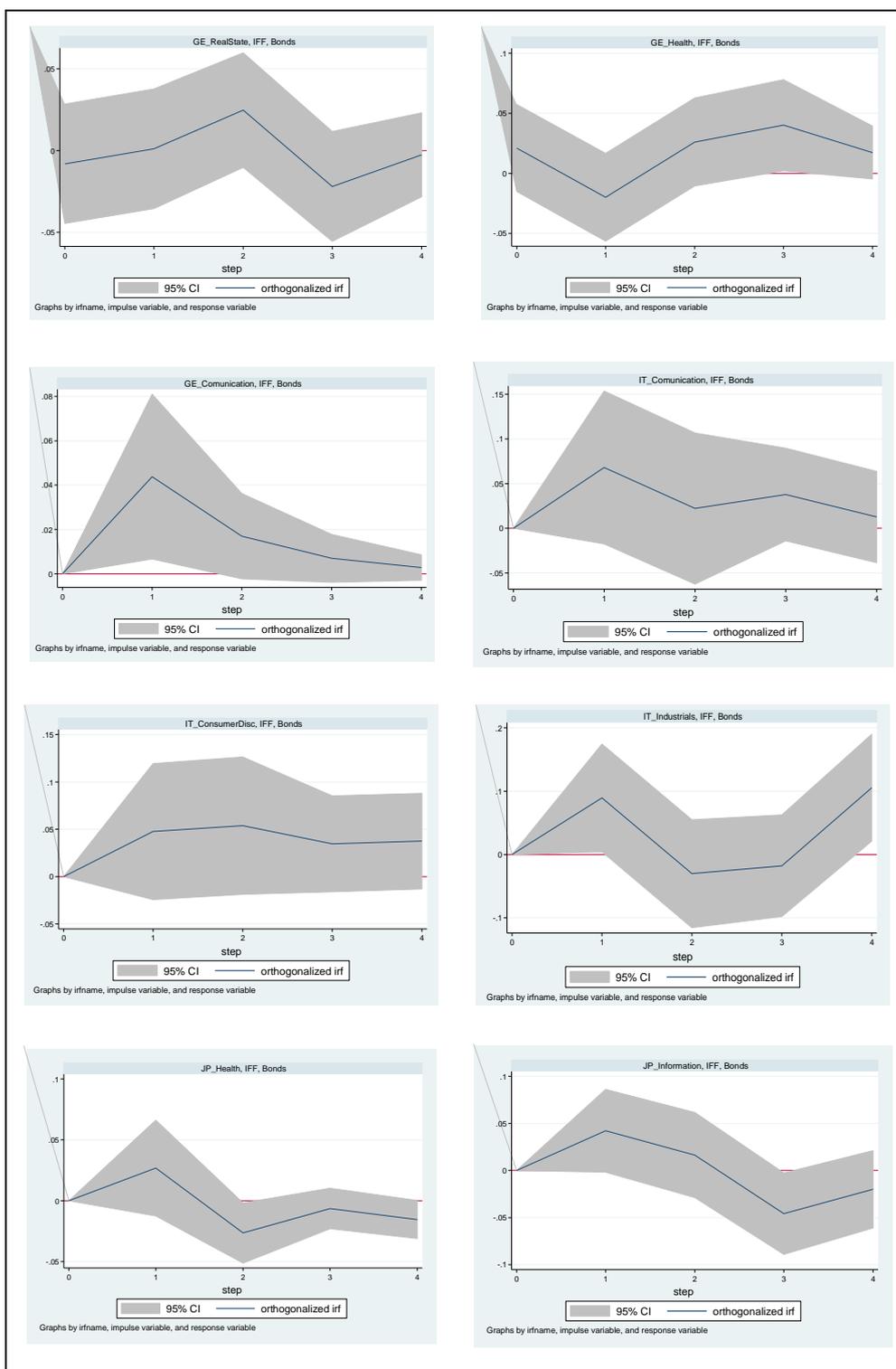


Figura 2: Funções impulso-resposta (IRF) setoriais

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Complementarmente à análise realizada com dados agregados, foram rodados modelos com dados setoriais para os países da amostra. Saliente-se que nem todos os países dispunham de dados suficientes para a análise setorial. Portanto, nesta análise complementar, apresentam-se os resultados dos casos em que foi possível obter uma estimação segura.

Analisando a relação entre a fragilidade financeira e o risco de crédito com dados setoriais (ver Figura 2), verifica-se pelas saídas das IRF que os setores apresentam um comportamento bastante distinto entre si e, em alguns casos, distinto em relação à análise agregada.

Na maioria dos setores, choques na métrica de fragilidade financeira geram respostas positivas no risco de crédito, evidenciando o que a análise com dados agregados já havia indicado.

No entanto, em alguns países e setores, o comportamento verificado não é o esperado, como quanto à resposta no risco de crédito dada a ocorrência de choques na fragilidade financeira para GE_Health (setor de saúde na Alemanha) e BR_InfTec (setor de tecnologia da informação no Brasil). A relação apresentada foi contrária à esperada, pois, com a ocorrência de choques positivos na fragilidade financeira, verificou-se uma redução no risco de crédito no nível país em um primeiro momento.

Em alguns casos (US_Industrials), a resposta aos choques no risco de crédito ocorre apenas no segundo trimestre à frente, o que não era de se esperar. No entanto, de modo geral, os dados desses setores evidenciaram que choques nas medidas de fragilidade financeira resultam em efeitos significativos sobre o risco no nível país.

Nessa esteira, Balcilar et al. (2018), ao analisarem o efeito no risco quando da ocorrência de choques no mercado de petróleo, argumentaram que choques no petróleo, como o de 1997, decorrente da crise asiática, e de 2007, decorrente da crise financeira dos EUA, fizeram com que as taxas de títulos de dez anos do governo diminuíssem cerca de 100 pontos em um curto espaço de tempo. Além disto, esses choques também afetaram fortemente o mercado financeiro no mesmo período.

Castrén et al. (2008) analisaram setorialmente o risco de crédito empresarial, confrontando-o com variáveis macroeconômicas. Os autores verificaram que o risco de crédito das companhias analisadas está relacionado com diversas variáveis macroeconômicas, em especial com choques no PIB.

Embora seja difícil identificar estudos com a mesma temática desta pesquisa, a literatura consultada reporta que existem diferenças nos padrões setoriais, e isso se reflete em diferentes comportamentos no risco quando da ocorrência de choques em variáveis macroeconômicas.

Além disto, faz sentido, do ponto de vista da racionalidade econômica, que esse comportamento seja distinto entre setores. Na economia, setores estão expostos a diferentes

riscos estruturais, bem como a distintas oportunidades. Isso faz com que o comportamento dos agentes econômicos inseridos nesses setores seja distinto.

Empresas de um determinado setor, dada uma característica específica, podem demandar mais financiamentos do que empresas em outros. As margens de determinadas empresas podem ser maiores ou menores a depender do setor em que operam. Algumas empresas terão seu resultado líquido fortemente dependente de suas operações, enquanto outras serão dependentes de resultados financeiros e outros resultados que não diretamente ligados às suas operações.

Ou seja, essa heterogeneidade das firmas e dos setores faz com que apresentem diferentes características, o que impacta de modo diverso na métrica aqui analisada, qual seja, o risco de crédito macroeconômico. Portanto, não é de se estranhar que a magnitude da resposta no risco de crédito seja diferente a depender do setor da economia, e que, a depender das características próprias do setor, podem ocorrer respostas diversas no risco de crédito, segundo verificou-se nas saídas das IRF, conforme Figura 2.

Por fim, analisou-se a decomposição da variância do risco de crédito. Em breve síntese, a decomposição da variância é uma análise empregada para identificar qual a contribuição de cada variável para explicar o erro do sistema VAR. Na análise macroeconômica, a decomposição de variância, ou, mais precisamente, decomposição de variância de erro de previsão, é usada para interpretar as relações entre variáveis descritas por modelos VAR (Durlauf & Blume, 2016).

A decomposição da variância do VAR fornece informações sobre a importância relativa das inovações aleatórias no modelo como um todo. Em outras palavras, a decomposição da variância indica a porcentagem da variância do erro de previsão em uma variável que ocorre devido a erros na própria previsão e em cada uma das outras variáveis (Alami, 2001).

No caso desta pesquisa, realizou-se a decomposição da variância para os modelos gerais, ou seja, com dados agregados, para todos os países da amostra. Os resultados são resumidos a seguir.

Tabela 2

Decomposição da variância

Step	FEVD (%)						
	RÚSSIA	BRASIL	ÁFRICA DO SUL	EUA	ALEMANHA	ITÁLIA	JAPÃO
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.00	2.63	0.00	0.22	0.00	0.00	0.00
2	0.02	12.99	0.50	0.85	0.96	0.31	1.85

3	2.05	12.70	0.67	1.91	1.29	0.32	1.70
4	3.52	12.97	0.70	2.05	6.62	0.77	1.72

Nota: dados da pesquisa (2020).

Conforme se verifica na Tabela 2, no geral, a medida de fragilidade financeira explica um pequeno percentual da variância do erro do risco de crédito entre os países analisados. Destaque-se o caso do Brasil, em especial após o 2º trimestre, em que o poder explicativo ultrapassa os 10%. A Rússia também tem um percentual considerável da variância do erro do risco de crédito explicado pela fragilidade financeira. Alemanha, EUA e Japão também apresentam percentuais não desprezíveis.

África do Sul, curiosamente, apresentou níveis extremamente baixos de explicação da variância do erro do risco de crédito pela medida de fragilidade financeira. Por se tratar de uma economia emergente, esperava-se uma maior contribuição para essa explicação, não verificada.

No geral, embora sejam valores baixos de explicação, não se pode esquecer que a variável em discussão se trata de uma importante e complexa medida macroeconômica, sujeita à atuação de diferentes forças econômicas, o que torna complexo o processo de explicação dos movimentos da variável.

Com isto, os percentuais de explicação da variância do erro evidenciados na Tabela 2 não podem ser desprezados. Aliás, os próprios achados da literatura evidenciam que o grau de explicação para medidas agregadas é coerente com os resultados desta pesquisa. Por exemplo, Kang (2019), ao estudar a reação dos lucros agregados e dos retornos das ações a choques no petróleo e na incerteza política, verificou que essa última explica menos de 5% das variações no erro dos lucros agregados em um horizonte de doze meses, e que choques nos retornos do mercado de ações explicam 5,9% das variações nos erros dos lucros agregados no mesmo horizonte de tempo. Ou seja, resultados compatíveis com os verificados nesta pesquisa.

Ao estudar a relação dinâmica entre choques no petróleo e o risco-país, Lee et al. (2017) identificaram que choques na oferta, na demanda e na demanda específica do petróleo explicam, em um horizonte de doze meses, não mais do que 5% das variações no erro do risco-país, considerando uma grande amostra de países.

Esses resultados ajudam a corroborar que, embora os achados da pesquisa pareçam pequenos no tocante ao poder explicativo das variáveis contábeis em relação ao risco de crédito, tal contribuição não pode ser desprezada.

Considerações Finais

A hipótese testada nesta pesquisa é a de que a fragilidade financeira das firmas, estimada com base em informações contábeis reportadas por essas, tem potencial para explicar o risco de crédito no nível país.

Para testar a hipótese, foi construída a medida de fragilidade financeira, que, posteriormente, foi regredida contra a proxy de risco de crédito mediante emprego de modelos de série temporal do tipo VAR. Como principais resultados, a pesquisa identificou a existência de relacionamento significativo entre a medida de fragilidade financeira e o risco de crédito macroeconômico, em todos os países da amostra.

Em decorrência desse resultado, a hipótese da pesquisa foi suportada. Tanto a análise de impulso-resposta quanto a decomposição da variância evidenciaram que a medida de fragilidade financeira se relaciona com o risco de crédito. É bem verdade que esse relacionamento apresentou uma pequena dimensão em alguns países da amostra, porém, o sinal verificado na relação entre a medida de fragilidade financeira e o risco de crédito comportou-se conforme o esperado em toda a amostra, sinalizando a consistência no uso dessas medidas de fragilidade financeira para análise do risco, tanto em economias robustas quanto em economias em desenvolvimento.

Com isto, os achados permitem concluir que há, de fato, um relacionamento entre as variáveis contábeis e o risco de crédito macroeconômico, e que as variáveis contábeis têm potencial para explicar as variações no risco de crédito, o que foi confirmado tanto pela análise de impulso-resposta quanto pela decomposição da variância. Esses achados corroboram a extensa literatura que trata das propriedades da informação contábil e seu emprego, pelos agentes econômicos, para análise de diferentes medidas macroeconômicas e de mercado.

Os achados da pesquisa contribuem para a tomada de decisões para diversos *players* do mercado, em especial no tocante a decisões de investimento. Com o emprego da informação contábil, que é auditada e devidamente escrutinada pelo mercado e pelas autoridades em cada um dos países analisados, tem-se uma maneira mais célere para analisar o risco de crédito no nível macroeconômico, sendo, portanto, uma ferramenta útil para análises dessa natureza.

Para futuras investigações, sugere-se a ampliação da amostra, bem como uma análise setorial mais completa, além da estimação com diferentes medidas de fragilidade financeira para confirmarem se de fato a consistência dos achados da pesquisa mantém-se com uso de medidas alternativas de fragilidade financeira estimadas a partir de dados contábeis das firmas.

Referências

- Alami, T. H. (2001). Variance decomposition analysis of the demand for foreign money in Egypt. *Journal of Economic studies*.
- Andrade, J. C., & Souza Melo, A. (2016). Causalidade entre Variáveis Macroeconômicas e a Receita Bruta: uma Análise Utilizando Vetores Autorregressivos (VAR). *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 4(3), 6-29.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T., & Castelar, I. (2011). Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 65(3), 237-252.
- Balcilar, M., Hammoudeh, S., & Toparli, E. A. (2018). On the risk spillover across the oil market, stock market, and the oil related CDS sectors: A volatility impulse response approach. *Energy Economics*, 74, 813-827.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 159-178.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 77-104.
- Barth, M. E., Clinch, G., & Israeli, D. (2016). What do accruals tell us about future cash flows? *Review of Accounting Studies*, 21(3), 768-807.
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1990). Financial Fragility and Economic Performance. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 87. <https://doi.org/10.2307/2937820>
- Bhaduri, A. (2011). A contribution to the theory of financial fragility and crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 35(6), 995-1014.
- Billings, M. B., & Jennings, R. (2011). The option market's anticipation of information content in earnings announcements. *Review of Accounting Studies*, 16(3), 587-619.

- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2012). Really uncertain business cycles (No. w18245). *National Bureau of Economic Research*.
- Boechat, A. M. da F. (2013). Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro entre 2000 e 2012. *Revista de Economia e Agronegócio*, 11(3).
- Brown, P., & Kennelly, J. W. (1972). The informational content of quarterly earnings: an extension and some further evidence. *The Journal of Business*, 45(3), 403-415.
- Bueno, R. de L. da S. (2018). *Econometria de séries temporais*. (2ª ed.). Cengage Learning.
- Bushman, R. M., & Smith, A. J. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3), 237-333.
- Caballero, R. J., & Krishnamurthy, A. (2009). Global imbalances and financial fragility. *American Economic Review*, 99(2), 584-588.
- Carvalho, C., & Fernando, J. (2009). Systemic crisis, systemic risk and the financial instability hypothesis. *Macroeconomic Policies on Shaky Foundations*, 261-282.
- Castrén, O., Fitzpatrick, T., & Sydow, M. (2008). *Assessing portfolio credit risk changes in a sample of EU large and complex banking groups in reaction to macroeconomic shocks*.
- Chambers, A. E., & Penman, S. H. (1984). Timeliness of reporting and the stock price reaction to earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 21-47.
- Charles, S. (2016). Is Minsky's financial instability hypothesis valid? *Cambridge Journal of Economics*, 40(2), 427-436.
- Damodaran, A. (2018). *Country Risk: Determinants, Measures and Implications - The 2018 Edition*. NYU Stern School of Business. Available at SSRN 3217944.

- Dechow, P. M., Kothari, S. P., & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25(2), 133-168.
- Do, C., & Nabar, S. (2019). Macroeconomic effects of aggregate accounting conservatism: a cross-country analysis. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 30(1), 83-107.
- Durlauf, S., & Blume, L. (Eds.). (2016). *Macroeconometrics and time series analysis*. Springer.
- Dymski, G. A. (2010). Why the subprime crisis is different: a Minskyian approach. *Cambridge Journal of Economics*, 34(2), 239-255.
- Farias, H. P., & Sáfadi, T. (2010). Causalidade entre as principais bolsas de valores do mundo. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, 11(2), 96-122.
- Gallardo, J. L., Moreno-Brid, J. C., & Anyul, M. P. (2006). Financial fragility and financial crisis in Mexico. *Metroeconomica*, 57(3), 365-388.
- Gallo, L. A., Hann, R. N., & Li, C. (2016). Aggregate earnings surprises, monetary policy, and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 62(1), 103-120.
- Gkougkousi, X. (2014). Aggregate earnings and corporate bond markets. *Journal of Accounting Research*, 52(1), 75-106.
- Hann, R. N., Li, C., & Ogneva, M. (2019). Another look at the macroeconomic information content of aggregate earnings: evidence from the labor market. Available at SSRN 2993654.
- Jin, W., Livnat, J., & Zhang, Y. (2012). Option prices leading equity prices: do option traders have an information advantage? *Journal of Accounting Research*, 50(2), 401-432.

- Kalay, A., Nallareddy, S., & Sadka, G. (2016). *Macroeconomic activity under uncertainty: how firm-level and aggregate-level uncertainties interact*. Columbia University working paper.
- Kang, W., & Wang, J. (2018). Oil shocks, policy uncertainty and earnings surprises. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 51(2), 375-388.
- Konchitchki, Y., & Patatoukas, P. N. (2014). Accounting earnings and gross domestic product. *Journal of Accounting and Economics*, 57(1), 76-88.
- Kousenidis, D. V., Ladas, A. C., & Negkakis, C. I. (2019). Aggregate accounting data and the prediction of credit risk. *The International Journal of Accounting*, 54(01).
- Kregel, J. A. (1997). Margins of safety and weight of the argument in generating financial fragility. *Journal of Economic Issues*, 31(2), 543-548.
- Lalwani, V., & Chakraborty, M. (2020). Aggregate earnings and gross domestic product: International evidence. *Applied Economics*, 52(1), 68-84.
- Landsman, W. R., Maydew, E. L., & Thornock, J. R. (2012). The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 34-54.
- Lalwani, V., & Chakraborty, M. (2020). Aggregate earnings and gross domestic product: International evidence. *Applied Economics*, 52(1), 68-84.
- Lee, C. C., Lee, C. C., & Ning, S. L. (2017). Dynamic relationship of oil price shocks and country risks. *Energy Economics*, 66, 571-581.
- Margarido, M. A., Bueno, C. R., Martins, V. A., & Carnevalli, L. B. (2004). Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação de modelo VAR. *Pesquisa & Debate. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política*, 69-106.

- Miller, R. A. (2018). Minsky's financial instability hypothesis and the role of equity: The accounting behind hedge, speculative, and Ponzi finance. *Journal of Post Keynesian Economics*, 41(1), 126-138.
- Minsky, H. P. (1992). The financial instability hypothesis. *The Jerome Levy Economics Institute Working Paper*, (74).
- Mulligan, R. F. (2013). A sectoral analysis of the financial instability hypothesis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(4), 450-459.
- Shivakumar, L., & Urcan, O. (2017). Why does aggregate earnings growth reflect information about future inflation? *The Accounting Review*, 92(6), 247-276.
- Silva Junior, J. C. A., Menezes, G., & Fernandez, R. N. (2011). Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, (23).
- Solari, S., & Van Gelder, P. H. A. J. M. (2011). On the use of Vector Autoregressive (VAR) and Regime Switching VAR models for the simulation of sea and wind state parameters. *Marine Technology and Engineering*, 1, 217-230.
- Sordi, S., & Vercelli, A. (2006). Financial fragility and economic fluctuations. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 61(4), 543-561.
- Taylor, L., & O'Connell, S. A. (1985). A Minsky crisis. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(Supplement), 871-885.
- Torres Filho, E. T., Miaguti, C., & Martins, N. (2018). Minsky e a fragilidade financeira das distribuidoras do setor elétrico brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, 22(3).
- Truong, C., & Corrado, C. (2014). Options trading volume and stock price response to earnings announcements. *Review of Accounting Studies*, 19(1), 161-209.

Wray, L. R. (2016). *Minsky crisis: In Banking Crises* (pp. 230-240). Palgrave Macmillan.

Zhou, Z. G. (1997). Forecasting sales and price for existing single-family homes: a VAR model with error correction. *Journal of Real Estate Research*, 14(2), 155-167.

Zivot, E., & Wang, J. (2007). *Modeling financial time series with S-Plus®* (Vol. 191). Springer Science & Business Media.

Artigo 2 - A Informação Contábil da Firma Explica o Risco de Crédito Soberano?

Resumo: Este artigo tem como objetivo analisar a relação existente entre a informação contábil agregada e o risco de crédito, discutindo sua utilidade para explicação do nível de risco de crédito soberano. Embora a pesquisa não tenha objetivo de realizar previsões, seus resultados podem ser úteis para essa finalidade em futuras aplicações. De acordo com a literatura contábil e financeira, a informação contábil tem diversas propriedades úteis à previsão de, por exemplo, retornos no mercado de ações, estimação de fluxos de caixa futuros e dos lucros das companhias ou a análise do risco individual de companhias e de setores econômicos. Além disto, pelo fato de a informação contábil carregar elementos da economia real, também é útil para compreender e prever variáveis macroeconômicas como o Produto Interno Bruto (PIB), a inflação, o desemprego e outras. Neste sentido, esta pesquisa parte da hipótese de que a informação contábil das firmas, agregada, é útil para explicar o risco de crédito soberano no nível país. Para testar a hipótese, a pesquisa parte de uma abordagem quantitativa, com emprego de modelos de vetores autorregressivos (VAR), realizando análise de impulso-resposta e decomposição da variância. A amostra é composta por empresas do G-7 e BRICS, com dados de 2001 (escolhido em função da maior disponibilidade de dados macroeconômicos, em especial nos países em desenvolvimento) até 2019 (excluído o ano de 2020 em decorrência dos efeitos da COVID-19). Como principais achados, verificou-se que, quando da ocorrência de choques na informação contábil, ocorrem respostas significativas no risco de crédito, resultado esperado e condizente com a teoria contábil (Ball & Brown, 1968). No entanto, nem sempre o sinal verificado na resposta ao choque comporta-se conforme o esperado. Complementarmente à análise de impulso-resposta, a decomposição da variância evidenciou quanto cada variável contábil contribuiu para explicação da variância do erro do risco de crédito, sendo que, na maioria dos casos, os resultados mostraram-se adequados ao reportado pela literatura anterior. Com isto, a hipótese da pesquisa é suportada pela evidência empírica. Os achados são potencialmente úteis para o mercado, em especial a indústria de investimentos, pois, com emprego da análise de risco proposta na pesquisa, e considerando que a informação contábil constitui uma fonte confiável de informação, pode-se tomar decisões de forma mais célere e menos onerosa no que tange à alocação de capitais. Além disto, os resultados podem ser úteis a preparadores de normas e governos em geral, uma vez que podem contribuir com melhores ações de planejamento e execução de políticas macroeconômicas empregando informações contábeis.

Palavras-chave: Informação contábil; Risco de crédito; Decisões de investimento.

Introdução

A literatura discute, pelo menos desde Ball e Brown (1968), que a informação contábil melhora diversos processos decisórios críticos tomados por *players* do mercado. Tal informação contribui para explicar a relação entre lucro, dividendos e fluxos de caixa da firma com os retornos das ações (Chu, 1997) ou a para estimar componentes do lucro das firmas (Dechow et al., 1998; Barth et al., 2001), que são temas relevantes para o tomador de decisão, em especial no tocante a investimentos.

No entanto, para além do uso da informação contábil da firma para prever variáveis relativas à própria empresa, uma segunda linha investigativa busca analisar o potencial da informação contábil para a explicação de variáveis macroeconômicas, o que convencionou-se chamar de *macroaccounting* (Lande, 2000).

Ball et al. (2008) expuseram que mudanças nos lucros das empresas refletem em mudanças no risco de crédito soberano e no risco agregado, esclarecendo que o desempenho dos lucros da firma constitui uma fonte de análise do risco. Ou seja, as informações contábeis no nível da firma, quando agregadas, mostram-se potencialmente úteis para a análise do risco. Isso se deve a uma importante característica que a informação sobre o lucro possui: sua capacidade de prever o comportamento do fluxo de caixa futuro (Dechow, et al., 1998; Gkougkousi, 2014).

Mas por qual razão ocorreu essa migração de investigações que se utilizam de informações contábeis das firmas analisando aspectos microeconômicas para investigações, com base nas mesmas informações contábeis, que analisam, agora, variáveis macroeconômicas? A resposta sugerida pela teoria é a de que a informação contábil carrega em si informação sobre a economia real (Guenther & Young, 2000; Bushman & Smith, 2001; Gkougkousi, 2014; Navarro-García & Madrid-Guijarro, 2016). Por essa razão, a pesquisa empregando dados contábeis para analisar variáveis macroeconômicas ganhou fôlego.

Quando pensada de forma agregada, a informação sobre o lucro da empresa indica uma importante capacidade de um país, qual seja, de crescimento do PIB. Associado a isso, ainda analisando de forma agregada, ao prever a capacidade futura de geração de caixa da firma, a informação contábil agregada sobre o lucro pode prenunciar a capacidade do país em gerar caixa e, com isto, prever sua capacidade de assumir os compromissos financeiros que

contraiu. Por isso, é de se esperar que a informação contábil agregada contenha informações importantes sobre o risco de crédito (Ball & Sadka, 2015).

Neste sentido, conforme discutido por Erb et al. (1996), o risco-país contém informações sobre as expectativas de retornos futuros do mercado de ações. Conforme os autores identificaram, há uma relação significativa entre os retornos esperados do mercado e o risco-país, que possui como um dos seus componentes o risco de crédito.

O retorno dos mercados está, em grande medida, atrelado aos fundamentos das empresas negociadas, ou seja, relacionado com a informação contábil. Uma vez agregada essa informação, espera-se, portanto, a existência de relação significativa com o risco de crédito no nível país.

Mensi et al. (2017), ao analisarem o impacto de fatores macroeconômicos e do risco-país sobre o mercado de ações de países do Conselho de Cooperação do Golfo, relataram que os mercados desses países sofrem tensões políticas e econômicas internas. Portanto, se o risco-país afeta o desempenho dos mercados, faz sentido esperar a existência de relação entre a informação contábil e o risco.

A análise da relação informação contábil x risco de crédito mostra-se relevante na medida em que o risco é um importante *driver* de decisão para os investidores, o que, por sua vez, afeta o volume de investimentos recebidos pelos países. Os níveis de risco de crédito afetam todos os agentes econômicos, como as empresas sediadas localmente e os investidores externos que alocam seu capital nesses países. Esses agentes econômicos, portanto, demandam informações sobre o comportamento do risco para a tomada de decisões sobre alocação de capital, o que pode ser provido pela Contabilidade.

Para Damoradan (2018), os níveis de risco-país afetam uma série de decisões dos agentes, como a precificação de títulos soberanos, as estimativas de taxas de juros sobre empréstimos desses países ou até mesmo a *valuation* de quaisquer ativos daquele mercado, uma vez que na taxa de desconto está implícito um prêmio pelo risco do país. Nesse processo de tomada de decisões, esses investidores precisam de avaliações do risco-país atualizadas e oportunas. Há muito tempo, porém, argumenta-se que as agências de classificação demoram muito para mudar as classificações de risco, e que essas mudanças acontecem tarde demais para proteger os investidores de uma crise (Damodaran, 2018). Não se olvide que o risco de crédito é um dos componentes do risco-país.

Por isso, a proposta de investigação da pesquisa é oportuna, pois averigua o potencial da informação contábil em antecipar informações do risco de crédito no nível país a partir de dados agregados das firmas, discussão que pode contribuir com o processo decisório de

diversos agentes na cadeia de investimentos, propiciando deliberações mais céleres sobre temas como investimento, por exemplo.

Dado que diversos países, recentemente, declararam calote na sua dívida soberana, mostra-se importante, ao investidor, conhecer o risco de crédito desses ambientes macroeconômicos a partir de um conjunto de informações que não o estritamente estatal, disponibilizado pelos próprios estados soberanos.

Diante disto, o interesse da pesquisa é investigar se as informações contábeis agregadas das firmas incrementam a explicação do risco de crédito no nível macroeconômico.

Revisão da Literatura

Risco de Crédito

No tocante ao risco no nível país, o conceito de risco é bastante amplo e aplicável a diferentes contextos, o que torna difícil sua conceituação (Holton, 2004). Embora a maior parte da literatura trate acerca do risco-país, esta pesquisa emprega o risco de crédito como medida a ser confrontada com as variáveis contábeis. A *proxy* para risco de crédito, conforme será discutido na metodologia, é o *spread* entre a taxa de juros do título do governo brasileiro, com maturidade de dez anos, e a taxa, para o mesmo título, do governo americano.

Risco refere-se à incerteza em relação a questões atuais ou futuras. Como há assimetria informacional e informações insuficientes, não é possível prever, com alto grau de segurança, resultados de eventos futuros, seja no nível do indivíduo, da empresa ou do país.

O risco-país é um conceito multifacetado. Sua definição passa por um conjunto de fatores macroeconômicos, financeiros, institucionais e sociopolíticos interdependentes e específicos para cada país, que pode afetar negativamente os agentes econômicos nacionais e estrangeiros em relação à poupança, às operações de investimento e ao crédito (Bouchet et al., 2018).

Os *ratings* de risco-país, normalmente, apresentam três componentes: fatores de risco financeiro, econômico e político (Mensi et al., 2016), embora haja literatura que indique que o risco-país englobe uma série de componentes, como os riscos econômico, cambial, sociopolítico, soberano e de transferência, além de contaminação regional e riscos sistêmicos (Bouchet et al., 2018).

Em síntese, o risco-país consiste em um indicador da probabilidade de um devedor soberano deixar de pagar suas dívidas e tornou-se tema de grande interesse pela comunidade

internacional, principalmente a partir dos anos 1980, dada a grande preocupação com o cumprimento das obrigações financeiras assumidas por países de terceiro mundo (Cosset & Roy, 1991; Ramcharan, 1999).

A função primária da avaliação de risco-país é antecipar um possível calote por um país devedor (Burton & Inoue, 1985). Porém, a literatura indica que risco-país está, ainda, ligado a uma longa lista de impedimentos, incluindo risco cambial (Reeb et al., 1998), risco político (Delios & Henisz, 2003) e impedimentos sociais (Yaziji, 2004).

Neste sentido, a classificação de risco-país tem várias implicações importantes. Decisões de alocação de recursos econômicos são tomadas considerando-se a situação do país no tocante aos riscos financeiro, econômico e político, isso porque diversos players de mercado, como investidores, órgãos reguladores, agências de classificação, bancos e parceiros comerciais, estão interessados no impacto das mudanças nas classificações de risco-país para uma série de decisões, em especial de investimento (Mensi et al., 2016).

Por isso que a análise do risco-país é tão relevante para a tomada de decisões sobre a alocação de recursos. Ao investir no exterior, gestores de empresas multinacionais assumem riscos que, muitas vezes, são subavaliados, podendo levar ao fracasso do investimento pela fraca avaliação de riscos adicionais (Deligonul, 2020).

Mudanças na gestão econômico-financeira do país constituem fatores importantes para análise do risco. Esses fatores interferem nas decisões sobre fluxo de capital uma vez que alteram os parâmetros das relações risco x retorno, mostrando-se relevantes, portanto, para decisões de investimento (Hoti & Mcaleer, 2004).

Isso se dá, em grande medida, pelo fluxo constante de capitais entre países, investimento direto estrangeiro e mobilidade internacional de recursos, o que leva a um crescente interesse pela análise do risco-país, em especial para players na posição de credores e investidores estrangeiros (Mensi et al., 2016).

No entanto, o risco-país tornou-se mais complexo do que os elementos clássicos de análise, como os déficits na balança de pagamentos, inflação, taxa de câmbio, índices de endividamento e fragilidade política. Com a economia de mercado globalizada, um novo componente foi adicionado ao risco-país: o efeito de derramamento e a contaminação por crises, tornando ainda mais complexo o trabalho das agências de risco na classificação dos países segundo critérios de risco (Bouchet et al., 2018). Com a interconexão entre as economias, e com a interdependência entre países, há uma maior tendência à propagação do risco dos negócios em todo o mundo (Deligonul, 2020).

O risco-país é calculado por diversas agências no mundo, sendo que as mais conhecidas são a Moody's, Standard and Poor's, Euromoney, Institutional Investor, Economist Intelligence Unit, International Country Risk Guide e Political Risk Services. Essas agências fornecem classificações qualitativas e quantitativas de risco-país, combinando informações sobre medidas alternativas de classificação de riscos econômico, financeiro e político para obter uma classificação de risco composta (Hoti & Mcaleer, 2004).

Conforme evidencia a literatura, o risco-país constitui uma importante medida de avaliação de risco, em especial para investidores em processo de tomada de decisão sobre a alocação de recursos em determinado Estado estrangeiro (Damodaran, 2018).

Nessa linha, por exemplo, Mensi et al. (2016) investigaram as ligações assimétricas entre retornos das ações de países do BRICS e suas classificações de risco-país. Conforme relatam, eles identificaram que existem relações significativas entre as classificações de risco político e o retorno do mercado de ações do BRICS. Ainda, constataram que os ratings de risco econômico dos países do BRICS influenciam negativamente o desempenho das suas bolsas de valores. Esses achados evidenciam a relevância que o risco-país possui sobre informações no nível da empresa, que, conseqüentemente, afetam a informação no nível país.

Chiu e Lee (2017) estudaram os impactos da dívida pública no crescimento econômico, e como essa relação é moderada pelo risco-país. Conforme relatam os autores, o crescimento da dívida dos países analisados comporta-se de modo distinto a depender do nível de risco-país. Em países mais arriscados (maior risco-país), o crescimento econômico é prejudicado pelo aumento da dívida pública. Já em países com baixo risco-país (dimensões política e financeira), os efeitos negativos da dívida são mais brandos sobre o crescimento econômico, enquanto que em países com baixo risco-país (dimensão econômica) aumentos no endividamento público ajudam a estimular o crescimento econômico.

Com isso, o risco-país modera o nível de endividamento de cada país, sendo que, antes de tomar dívida, esses deveriam avaliar seus níveis de risco-país, pois, dependendo da relação dívida x risco, o crescimento econômico pode ser afetado.

Ao estudarem a relação entre choques no preço do petróleo e o risco-país, Lee et al. (2017) constataram que o risco-país é afetado significativamente por choques no preço do petróleo. Choques positivos imprevistos no preço do petróleo desencadeiam uma redução no risco-país para o país exportador e um aumento do risco-país em países importadores do produto. Quanto às respostas dos preços do petróleo ao choque do risco-país, os autores reportaram que os choques no risco-país têm um impacto significativamente positivo no preço do petróleo para o país exportador.

Quanto aos subcomponentes do risco-país, os autores destacam que os riscos econômico e político têm um impacto significativo nos choques de oferta nos países exportadores de petróleo, enquanto os mesmos riscos têm um efeito significativo nos choques de oferta e demanda de petróleo em países importadores.

Suleman et al. (2017) estudaram se o risco-país (em sua forma agregada e segregada nos componentes econômico, financeiro e político) prevê o retorno e a volatilidade das ações de uma amostra de 83 países desenvolvidos e em desenvolvimento. Motivados por uma literatura prévia que discute a influência do risco-país nos retornos e na volatilidade do mercado de ações, os autores empregam uma abordagem não-paramétrica para empreender a análise. Segundo os autores, a especificação errônea de modelos lineares de causalidade para análise da relação entre os retornos das ações e as medidas de risco-país leva a inferências equivocadas.

Como principais achados, os autores destacam que, com emprego da abordagem não-paramétrica, existem fortes evidências de não linearidade na relação entre o retorno das ações e as medidas de risco-país. Além disso, os testes não-paramétricos evidenciam que, para cerca de 50% da amostra, o risco-país agregado e dividido em seus componentes tende a prever o retorno das ações e a volatilidade do mercado.

Chiu e Lee (2019), ao estudarem a relação entre o desenvolvimento financeiro, a desigualdade de renda e o risco-país (abordando os riscos econômico, financeiro e político), constataram que os impactos da dimensão econômica do risco-país na desigualdade são diferentes dos impactos das dimensões financeira e política. À medida que o risco econômico diminui, o desenvolvimento financeiro primeiro aumenta rapidamente a desigualdade de renda e, em seguida, a desigualdade de renda aumenta ou diminui lentamente após atingir um certo nível de risco econômico. Identificaram, ainda, que, em países com menores riscos político e financeiro, o desenvolvimento financeiro não reduz a desigualdade de renda, mas, em vez disso, aumenta essa diferença. Isso sugere que, em ambientes econômicos estáveis, o desenvolvimento financeiro ajuda a mitigar a desigualdade de renda em países ricos, ao tempo que amplia a desigualdade de renda em países pobres. Com isso, países pobres devem fazer o possível para reduzir seu risco-país (ou seja, seus riscos econômico, financeiro e político) para aliviar o fenômeno da desigualdade de renda.

Pela discussão realizada, denota-se a relevância do risco de crédito como componente de análise, em especial para decisões de investimento a serem realizadas por players do mercado. A seguir, discute-se, brevemente, a relação entre a informação contábil e o risco.

Relação entre a Informação Contábil e o Risco

A literatura, há tempos, estabeleceu o link entre a informação contábil e medidas de risco. No entanto, esta pesquisa concentra-se em medidas de risco da firma ou, no máximo, de risco setorial, sem um contingente significativo de pesquisas que investigue a relação entre a informação contábil da firma e o risco macroeconômico.

Rajgopal e Venkatachalam (2000), ao estudarem se medidas de sensibilidade aos lucros são relevantes para o risco na indústria do Petróleo, relataram que a medida de sensibilidade aos lucros empregada apresentou forte associação contemporânea com os betas do setor de petróleo. Com isso, os autores afirmam que a medida de sensibilidade ao lucro empregada se mostrou confiável o suficiente para comunicar informações relevantes ao risco no setor. Além disso, os autores evidenciaram que as medidas históricas de sensibilidade aos lucros têm conteúdo preditivo para betas de petróleo futuros, capturando, assim, aspectos do risco da empresa, sugerindo que tais medidas derivadas do lucro das firmas capturam aspectos do risco das empresas não cobertos pelas divulgações padronizadas então existentes.

Barth et al. (2008), ao analisarem a contabilização de passivos e o risco de crédito, verificaram que empresas com rebaixamento de crédito têm retornos patrimoniais significativamente negativos.

Callen et al. (2009) analisaram o efeito dos lucros, dos *accruals* e dos fluxos de caixa sobre o risco de crédito da empresa, medido pelo *Credit Default Swaps* (CDS). Conforme discutiram os autores, essas informações contábeis têm impacto significativo sobre o risco de crédito da firma. Os autores reportaram que aumentos de 1% no *Return on Assets* (ROA) geram reduções nos prêmios de CDS em cerca de 4,5 pontos base, ou cerca de 9%, e que um aumento de 1% nos fluxos de caixa escalados pelos ativos totais reduz os prêmios de CDS em 3,3 a 4,6 pontos base, ou 6% a 9%, aproximadamente. Com isso, deixaram claro o efeito da informação contábil sobre o nível de risco empresarial.

Jung et al. (2013) investigaram se a suavização de resultados influencia o risco de crédito das empresas. Como agências de crédito classificam essas empresas, e essa classificação de risco é determinante para uma série de questões relevantes para as empresas (desde custo para captação de recursos até a imagem da empresa perante o mercado), os autores sugerem que há um incentivo para essas empresas manipularem a classificação. De modo geral, os autores verificaram que mudanças na suavização dos resultados estão positivamente relacionados à probabilidade de melhorias na classificação de risco realizados pelas agências.

Chen et al. (2015) investigaram o efeito da incerteza associada à informação contábil e ao risco de crédito de uma amostra de firmas norte-americanas no período de 2001 a 2008 e verificaram que práticas de gerenciamento de resultados têm impacto substancial nos níveis de risco de crédito das firmas analisadas.

Lin e Shen (2015), ao investigar o risco de crédito em empresas familiares, verificaram que uma empresa familiar envolvida com práticas de gerenciamento de resultados por accruals tem seu risco de crédito aumentado após considerar o risco idiossincrático da firma. Por outro lado, empresas familiares que realizam gerenciamento de resultados por atividades reais, normalmente, têm menor risco de crédito, o que se atribui, segundo os autores, à maior dificuldade da auditoria na constatação dessa modalidade de gerenciamento de resultados.

Kousenidis et al. (2019), estudando uma amostra de países da zona do Euro, verificaram que mudanças nos lucros das firmas têm capacidade preditiva sobre o risco agregado da economia, e que esse é afetado por práticas de gerenciamento de resultados.

A partir de toda a literatura mencionada, fica evidenciada a existência de uma relação entre a informação contábil e as métricas de risco, em especial risco da firma ou setorial e, mesmo que em menor número, também em medidas de risco macroeconômico.

Visando a colmatar a lacuna existente entre a relação da informação contábil com o risco de crédito macroeconômico, a presente pesquisa investiga tal relação, partindo da hipótese de que há um relacionamento significativo entre a informação contábil e o risco de crédito, com aporte na literatura sobre o risco já referenciada, bem como com aporte na literatura que discute a relação entre a informação contábil e outras variáveis macroeconômicas, como o PIB (Konchitchki & Patatoukas, 2014) e a inflação (Shivakumar & Urcan, 2017).

Com base na discussão realizada, formula-se a seguinte hipótese de pesquisa:

Hipótese 1 - A informação contábil das firmas, agregada, é útil para explicar o risco de crédito soberano no nível país.

A seguir discutem-se os principais procedimentos metodológicos empregados na pesquisa, de modo a proporcionar o atingimento do objetivo proposto.

Procedimentos Metodológicos

A amostra da pesquisa é composta por aproximadamente 700.000 firmas-ano, contemplando firmas de BRICS (exceto China e Índia por insuficiência de observações) e G-7 (exceto Reino Unido, também por insuficiência de observações e EUA, dado que é o

benchmark no cálculo do risco de crédito). Além das variáveis contábeis das firmas, a pesquisa também emprega o risco de crédito de cada um dos países da amostra, variável essa que será explicada a seguir.

O período analisado é de 2001 (selecionado por facilidade no acesso aos dados – antes disso a disponibilidade para países emergentes se mostrou escassa) a 2019, excluindo-se 2020 dados os efeitos da COVID-19. As variáveis das firmas empregadas na pesquisa são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1

Variáveis da pesquisa

Variável	Fonte	Relação esperada ¹
Risco de crédito	Adaptado de Kousenidis, Ladas e Negkakis (2019)	N/A
EBIT	Adaptado de Konchitchki e Patatoukas (2014)	-
NetIncBT	Adaptado de Konchitchki e Patatoukas (2014)	-
assets	Adaptado de Konchitchki e Patatoukas (2014)	-
capex	Adaptado de Torres et al. (2018)	-
revenue	Adaptado de Merton (1974)	-
ROE	Adaptado de Konchitchki e Patatoukas (2014)	-

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

¹Relação com a variável risco de crédito quando da ocorrência de choques na variável contábil; EBIT: Earnings Before Interest and Taxes; NetIncBT: Net Income Before Taxes; Assets: total assets; Capex: Capital Expenditures; Revenue: Revenue; ROE: Return on Equity.

Quanto à variável de crédito, foi calculada pela diferença (spread) entre a taxa de juros do título de dez anos de maturidade do país em relação à taxa do mesmo título dos Estados Unidos da América (EUA). Os EUA foram excluídos da amostra dado que é o benchmark no cálculo da *proxy* de risco.

Os dados relativos ao risco de crédito foram coletados no *Federal Reserve Bank* (FRED) e no *The US Department of the Treasury*, enquanto que os dados no nível da firma dos referidos países foram coletados da Thomson Reuters.

Outliers foram tratados com *winsorização* a 1%. Além disso, todas as variáveis foram ponderadas pelas vendas. Feito isso, realizou-se a agregação trimestral dos dados mediante média de cada uma das variáveis ponderadas indicadas na Tabela 1, exceto quanto à *proxy* para risco de crédito, que foi obtida trimestralmente, sem necessidade de qualquer agregação. Além da análise com dados de todos os setores da amostra, em alguns países (aqueles que tinham observações agregadas suficientes), realizou-se a análise setorial. Maiores detalhes acerca do processo de agregação dos dados podem ser obtidos nos Apêndices.

Quanto à técnica para análise dos dados, foram empregados modelos de vetores autorregressivos (VAR), empregando os dados trimestrais agregados. Interessa para a pesquisa

avaliar o efeito na proxy de risco de crédito quando da ocorrência de choques nas variáveis contábeis analisadas. Com isso, tais modelos são úteis e atendem à finalidade do estudo.

Os modelos VAR são uma extensão dos modelos autorregressivos para dados multivariados (Solari & Van Gelder, 2011). Portanto, o modelo VAR é uma generalização do modelo autorregressivo univariado (AR) (Medeiros et al., 2011).

O modelo VAR tem a seguinte especificação (Silva Junior et al., 2011; Medeiros, et al., 2011; Arruda et al., 2011; Andrade & Souza Melo, 2016):

$$y_t = c + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + e_t \quad (1)$$

Em que:

y_t é um vetor ($n \times 1$) $\in R^n$ no instante t das variáveis empregadas no modelo;

$c \in R^n$ representa o vetor de interceptos;

$A_k \in R^{n \cdot n}$, $k = 1, 2, 3, \dots, p$ são as matrizes dos coeficientes do modelo;

$e_t \in R^{n \cdot n}$ representa o vetor de resíduos, tal que $E[e_t] = 0 \in R^n$, $E[e_t, e_t^T] = \Sigma \in R^n$.

No entanto, para se chegar ao modelo mais ajustado, devem ser realizados testes para definição do número ideal de defasagens do modelo. Nesta pesquisa, tal escolha deu-se mediante análise dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) ou Hannan-Quinn (HQ) e análise do erro de predição final (Silva Junior et al., 2011).

Pressuposto essencial para emprego de modelos VAR diz respeito à estacionariedade das séries modeladas. No caso da pesquisa, em sua maioria, as séries mostraram-se estacionárias. Nos raros casos em que o comportamento de alguma variável era não estacionário, tirou-se a 1ª diferença, procedimento muito empregado na literatura de séries temporais, adicionando ao modelo a variável então estacionária.

Porém, para o objetivo da pesquisa, o modelo VAR constitui um meio, pois interessa mesmo a análise das funções impulso-resposta, bem como a decomposição da variância do erro. A decomposição da variância também é chamada de decomposição de Cholesky, que permite verificar o efeito, período a período, que um choque unitário de um desvio-padrão em apenas uma das variáveis do modelo tem sobre todas demais variáveis (Margarido et al., 2004).

A decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) permite identificar qual parte da variação do erro na previsão de $y_{i, T+h}$ é devida ao choque estrutural n_j (Zivot & Wang, 2006).

A decomposição da variância permite identificar quanto das variações no risco de crédito são explicadas pelas variáveis contábeis analisadas. A pesquisa emprega as funções impulso-resposta (IRF). A IRF permite avaliar os efeitos de um choque em uma série temporal sobre outra série, possibilitando avaliar os resultados de choques em qualquer uma das variáveis do sistema, apresentando o horizonte temporal dos efeitos desses choques (Silva Junior et al., 2011).

A IRF é empregada na pesquisa com o objetivo de analisar a resposta no risco de crédito quando ocorrem choques nas variáveis contábeis, visto que se parte da hipótese de que tais variáveis contribuem, de fato, para explicação do risco de crédito, sendo que a análise da IRF e da decomposição da variância contribuem para atingir o objetivo do estudo.

De modo sucinto, essas constituem as principais considerações acerca dos procedimentos metodológicos empregados na pesquisa.

Análise dos Resultados

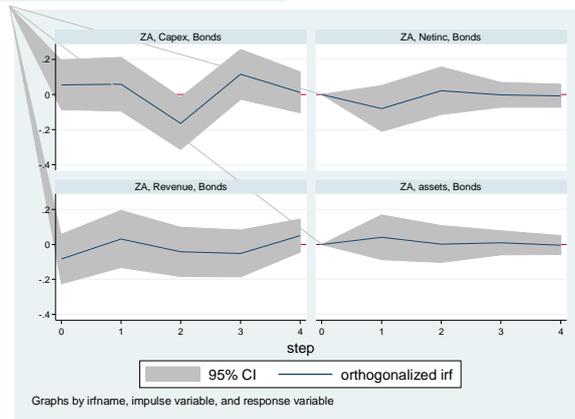
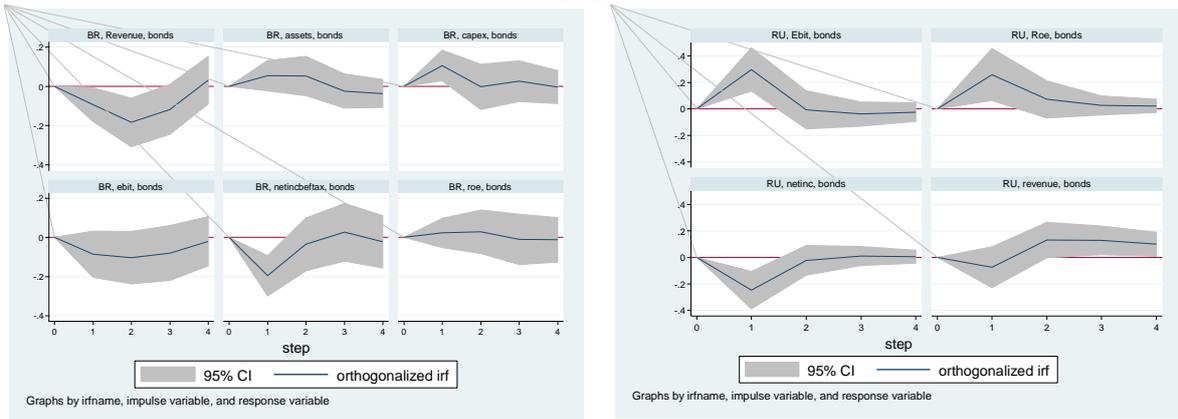
Embora se tenha discutido brevemente na metodologia o funcionamento dos modelos VAR, é importante salientar que foram realizados testes nos dados para avaliar a existência de relação de longo prazo entre as séries analisadas, porém, os resultados dos testes nada evidenciaram nesse sentido.

Caso tivesse sugerido relacionamento de longo prazo, a modelagem empregada seria ligeiramente diferente do modelo VAR, porém, como dito, nenhuma cointegração foi verificada (empregando testes de cointegração de Johansen), razão pela qual seguiu-se com os modelos de vetores autorregressivos.

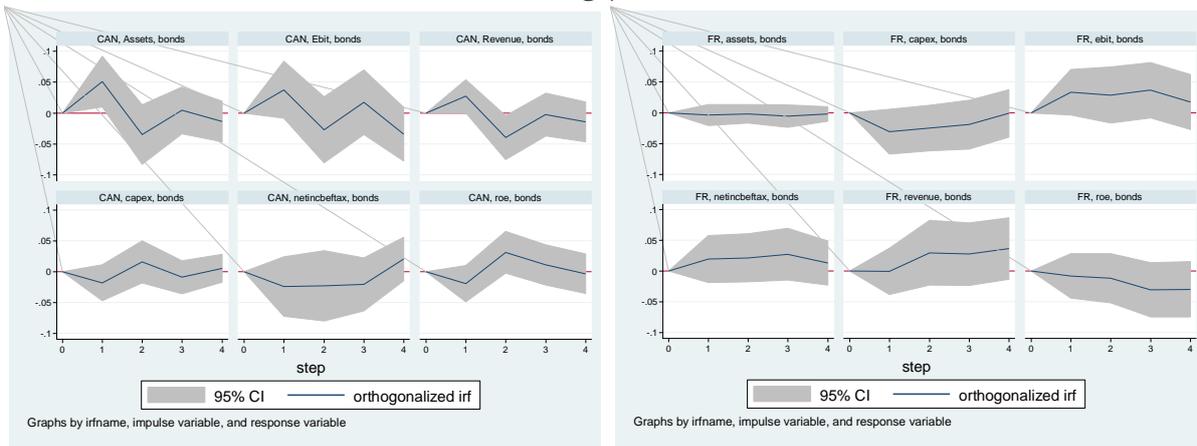
Quanto ao número de defasagens de cada modelo, como dito na metodologia, foram realizados testes, por país, com objetivo de identificar o número ideal de *lags* a considerar. Optou-se, por parcimônia, selecionar o critério decisório que indicou o menor número de defasagens dentre as opções. Com isso, a depender do país, o modelo tinha 1 lag, 2 lags, e assim sucessivamente. Em nenhum caso o número de defasagens foi superior a 3.

Com isso, foram rodados os modelos VAR com as séries indicadas na Tabela 1. As saídas das funções impulso-resposta são apresentadas a seguir.

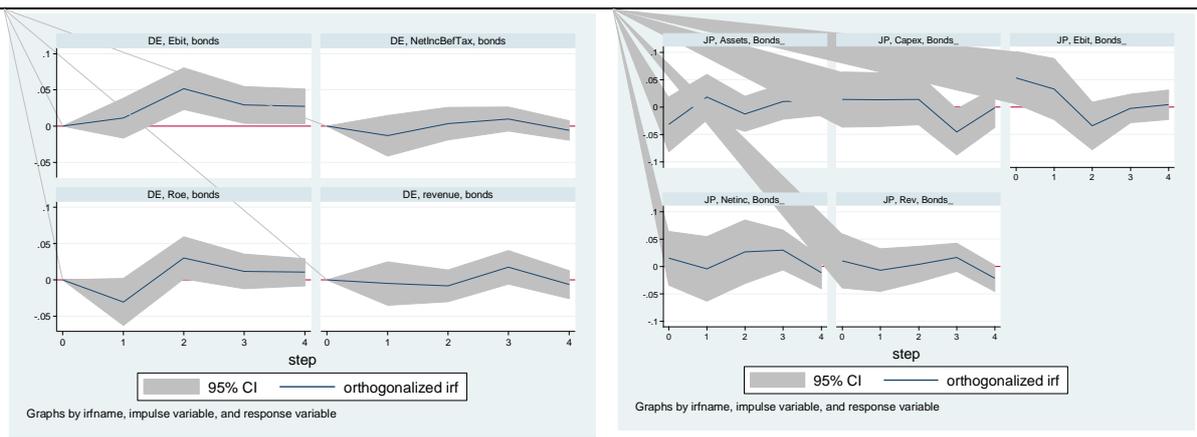
BRICS



G-7



Continua



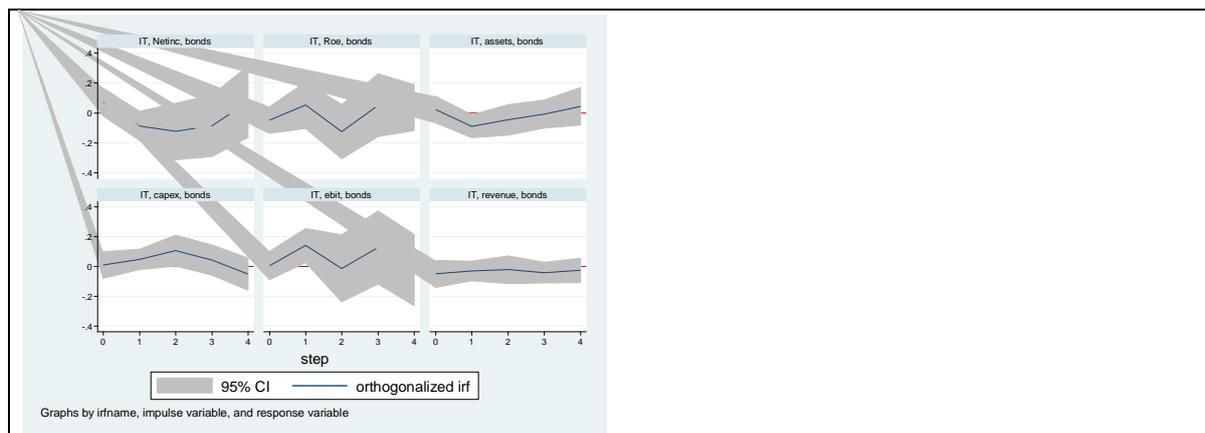


Figura 1: Funções Impulso-resposta (IRF)

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

BRICS: Brasil, Rússia, Índia*, China*, África do Sul; G-7: Canadá, Alemanha, França, Itália, Japão, Reino Unido*.

*: sem dados suficientes.

Conforme se verifica nas IRF apresentadas, em alguns países, os modelos tiveram que ser rodados com ajustes, o que resultou em um número menor de variáveis contábeis na análise. Esses ajustes se deram, em especial, por problemas de autocorrelação nas séries.

De maneira geral, nas IRF dos países do BRICS verifica-se que, quando da ocorrência de choques nas variáveis contábeis, a resposta é significativa.

Quanto às variáveis contábeis, quando da ocorrência dos choques, a resposta nem sempre é uniforme entre os países da amostra. Por exemplo, quanto à receita (*revenue*), nota-se uniformidade quando da ocorrência de choques, pois a resposta no risco de crédito é negativa, indicando que aumentos na receita das empresas conduzem a reduções no risco de crédito nos países do BRICS (exceto África do Sul, em que se verifica um leve movimento de alta no risco quando de choques na receita, seguido de normalização no trimestre seguinte).

O resultado comporta-se conforme o esperado. A literatura já discutiu que uma maior capacidade de geração de receitas pelas empresas se associa a classificações melhores (ou seja, menores) no tocante ao risco de crédito da firma. Neste sentido, Bonsall IV et al. (2017) já argumentaram que a capacidade gerencial da firma (que foi mensurada como a capacidade de geração de receitas) se associa a melhores classificações no tocante ao risco de crédito da firma.

Evidentemente que a literatura não analisou essa relação entre receita e risco no tocante ao risco de crédito macroeconômico, porém, permite que se faça a suposição firme de que, de fato, faz sentido o achado que os dados relativos aos países do BRICS reportam.

A própria intuição econômica sustenta o relacionamento verificado, pois é de se esperar que, à medida que aumentam as receitas das empresas dentro de determinado país, seus níveis de risco de crédito sofram reduções, pois as empresas recolherão maiores volumes de tributos

aos cofres do Estado, gerarão mais empregos, reduzindo a necessidade de gastos com auxílios estatais, as próprias empresas terão mais caixa e demandarão menos recursos de terceiros, o que, no limite, fragiliza a economia em alguma medida, e tudo isso passa uma mensagem ao investidor externo, que, olhando a melhor situação econômica do país, sente mais confiança em investir seu patrimônio. Com isto, é de se esperar que o relacionamento verificado nos dados entre receita no nível da firma e risco de crédito no nível país de fato ocorra.

Outra relação consistente verificada diz respeito à resposta no risco de crédito quando da ocorrência de choques no lucro líquido antes dos impostos. Da mesma maneira como ocorreu com as receitas, quando da ocorrência de choques positivos nessa variável, a resposta é negativa no risco de crédito.

Novamente, trata-se de uma relação esperada. Conforme evidenciam as saídas da IRF, verifica-se uma relação bastante pronunciada para o Brasil e Rússia, e mais suave para África do Sul, porém, em todos os casos, choques positivos na medida de lucro estão associados a reduções na proxy de risco de crédito macroeconômica.

Ao analisar a relevância da informação contábil na mensuração do risco de crédito de uma amostra de firmas do Reino Unido, Demirovic e Thomas (2007) reportaram que medidas associadas ao lucro das firmas são incrementalmente informativas sobre os níveis de risco de crédito das firmas analisadas, apresentando significativa relação negativa, tal qual identificado nos achados aqui reportados.

Lachmann, et al. (2015) comentam que informações derivadas da rentabilidade da empresa constituem um importante fator informativo de alterações no risco de crédito das firmas. Abdelaziz et al. (2020) constataram que há uma relação negativa entre o risco de crédito em empresas do setor bancário e suas medidas de rentabilidade, e que aumentos nas medidas derivadas do lucro das empresas analisadas estão associadas a sensíveis reduções nos níveis de risco dessas empresas.

Portanto, mostra-se coerente o achado da pesquisa que verificou que choques positivos na medida de lucro das firmas estão associados a respostas negativas no risco de crédito no nível país.

Aumentos nos indicadores de lucros apontam que as empresas possuem capacidade de gerenciar bem seus custos e despesas, aumentar suas receitas e prospectar novos negócios, o que facilita o processo de obtenção de crédito, atrai investidores, em alguma medida pode demandar mais mão de obra, contribuindo, no limite, para um aumento na circulação da riqueza. Com isto, é de se esperar, como verificado nos achados da pesquisa, que o risco de crédito esteja negativamente associado a aumentos nesses indicadores.

Ocorre que, como dito, nem todas as variáveis contábeis comportaram-se conforme o esperado. Por exemplo, a variável relativa aos ativos das firmas apresentou um comportamento inesperado para o Brasil, sendo que, quando da ocorrência de choques nessa variável, a resposta foi uma ligeiríssima alta nos níveis de risco de crédito. Da mesma forma que choques no *Return on Equity* (ROE) estão associados a aumentos no risco de crédito na África do Sul.

Para a variável Capex, verificou-se uma inconsistência entre os resultados do Brasil e da África do Sul, sendo que, quando da ocorrência de choques na variável, a resposta no risco de crédito para o Brasil é um ligeiro aumento, enquanto que para a África do Sul, uma redução sensível. Mesma inconsistência verificou-se para o *Earnings Before Interest and Taxes* (EBIT), visto que, quando da ocorrência de choques na variável, a resposta é de redução no risco de crédito no Brasil e um significativo aumento na Rússia.

Evidentemente que essas inconsistências não eram esperadas, porém, nem de longe causam estranheza. Embora integrantes de um mesmo grupo econômico, as economias do BRICS possuem substanciais diferenças. Por exemplo, enquanto que a economia brasileira é fortemente dependente do agronegócio, a russa é dependente do petróleo. Embora se tratem, ambas, de *commodities*, possuem riscos, graus de essencialidade e mercados distintos, o que se reflete em suas economias.

Neste sentido, Demirovic e Thomas (2007) já mencionaram que, nos testes que realizaram, o padrão de relacionamento entre as variáveis contábeis testadas em seu estudo e sua relação com o risco de crédito não se mantém em todas as subamostras e em todas as configurações estudadas, sendo que, a depender do tamanho das firmas, do setor e de outras circunstâncias dos dados, os resultados modificam-se sensivelmente. Portanto, com dados agregados por país, embora não se esperasse esse comportamento divergente, não causa nenhuma estranheza o achado.

Quanto aos dados dos países do G-7, embora não haja perfeita uniformidade nos resultados entre os países, os dados evidenciam uma maior homogeneidade nos achados, o que, supõe-se, derive do fato de as economias serem mais maduras e estáveis do que as economias do BRICS.

Conforme evidenciam as IRF dos países do G-7, verifica-se que os choques no ROE geram, em todos os países da amostra (exceto no Japão, por ausência de dados), respostas negativas, sugerindo que aumentos nos indicadores de lucratividade das empresas se associam com reduções nos níveis de risco, conforme o esperado.

Em mesmo sentido, verifica-se que aumentos no lucro antes dos impostos desses países associam-se a reduções no risco de crédito (exceto para França, que, inesperadamente, evidenciou um comportamento de levíssima elevação no risco), também conforme esperado.

A lógica subjacente para essas duas medidas (ROE e lucro antes dos impostos) é a mesma daquela discutida para a medida de lucro nos países do BRICS. É de se esperar, portanto, a relação verificada pelos argumentos já esposados. Porém, o que chama atenção no achado do G-7 não é isso, mas, sim, a grande homogeneidade entre os países.

Para o ROE, em todos os países para os quais o estudo dispunha de dados, o resultado foi uniforme. No caso do lucro antes dos impostos, na maioria dos países o resultado foi uniforme, à exceção da França, em que se verificou que aumentos na medida de lucro estão associados a ligeiros aumentos no risco de crédito.

Também se verificou, quanto às variáveis receitas e Capex, semelhante comportamento. Em ambos os casos se verificou que, no geral, choques positivos nessas variáveis associam-se a respostas negativas no risco de crédito soberano, comportamento conforme o esperado.

Aumentos consistentes nas receitas das firmas não podem conduzir a outra expectativa na economia que não uma melhora em seu quadro geral, o que se reflete no risco, que é a variável macroeconômica de interesse nesta pesquisa. Empresas com melhores níveis de receitas obtêm melhores métricas de lucratividade e rentabilidade. Com mais receitas sendo geradas, mais matéria prima é demandada para mais produção de bens e serviços. Mais mão de obra é demandada, mais pessoas consomem.

Além de que, consistente com a receita, os dados evidenciam que choques no Capex também se associam com reduções no risco. Ora, o Capex refere-se às despesas de capital que as empresas realizam. Em outras palavras, os investimentos em maquinário e outros ativos necessários à geração de mais receitas.

Esse tipo de investimento é um importante motor do crescimento econômico. Conforme apontado pela literatura, embora o investimento público tenha fundamental importância, o papel da iniciativa privada e de seus investimentos é igualmente importante para o crescimento da economia (Nazmi & Ramirez, 1997; Osinubi & Amaghionyeodiwe, 2010).

Empresas dispendendo recursos com Capex estão realizando investimentos, e o que se espera, pautado na literatura, é que decorram efeitos positivos na economia, como, por exemplo, o crescimento do PIB. Porém, em igual sentido, é de se esperar que decorram disso outros efeitos econômicos, como a redução dos níveis de risco.

Os dados evidenciam que, de fato, choques positivos no Capex associam-se a reduções nos níveis de risco das economias do G-7. À exceção da Itália, que apresentou um resultado

um tanto ambíguo, o restante dos países apresentou uma relação muito homogênea e conforme o esperado para essa variável.

Portanto, o que se extrai da análise até aqui é que choques positivos em medidas atreladas ao lucro das firmas (lucro antes dos impostos e ROE), receitas e Capex associam-se com reduções nos níveis de risco dos países desenvolvidos.

Quanto às variáveis EBIT e ativo total, os resultados mostraram-se pouco homogêneos entre os países da amostra. De fato, tratam-se de resultados significativos, porém, em relação aos ativos, em alguns países, após os choques na variável, a resposta no risco é de ligeira alta seguida de reduções (Canadá), leve redução do risco (Itália), leve aumento no risco (Japão) ou, ainda, ausência de resposta (França).

Quanto ao EBIT, a situação é similar. Choques nessa variável associam-se à ligeira alta seguida de reduções (Canadá e Itália), alta (França e Alemanha) e redução (Japão). Ou seja, embora individualmente os resultados tenham consistência, no conjunto mostraram-se menos homogêneos que das variáveis anteriormente discutidas.

Em relação ao EBIT, por se tratar de uma medida de desempenho operacional das firmas, era de se esperar uma relação mais estável entre países. Uma possível explicação para essa não uniformidade pode decorrer do fato de que, por se tratar de uma medida *non-GAAP*, está mais sujeita a manipulações do que outras medidas mais padronizadas. Evidentemente que esta pesquisa não investiga esse ponto, mas pode ser uma potencial explicação para o achado.

E no caso do ativo, embora seja muito razoável esperar que choques no ativo associem-se com reduções no risco, sabe-se que algumas empresas têm ativos que nem sempre são empregados nas operações e nos negócios das firmas. São comuns grandes volumes de ativos financeiros nos balanços das firmas ou ativos intangíveis de difícil mensuração. Além disso, a própria norma contábil dá alguma discricionariedade na classificação de ativos (por exemplo, veja-se o caso das propriedades para investimentos, que podem ser mensuradas a valor justo ou custo), o que, supõe-se, pode constituir uma explicação para esse achado, embora, de novo, a pesquisa não investigue isso a fundo.

Além da análise agregada, foram rodados modelos por país e por setor. Como essa análise decorre da análise principal realizada, empregando os mesmos dados, algumas tabelas e IRFs foram suprimidas, evidenciando-se apenas as principais, conforme a seguir.

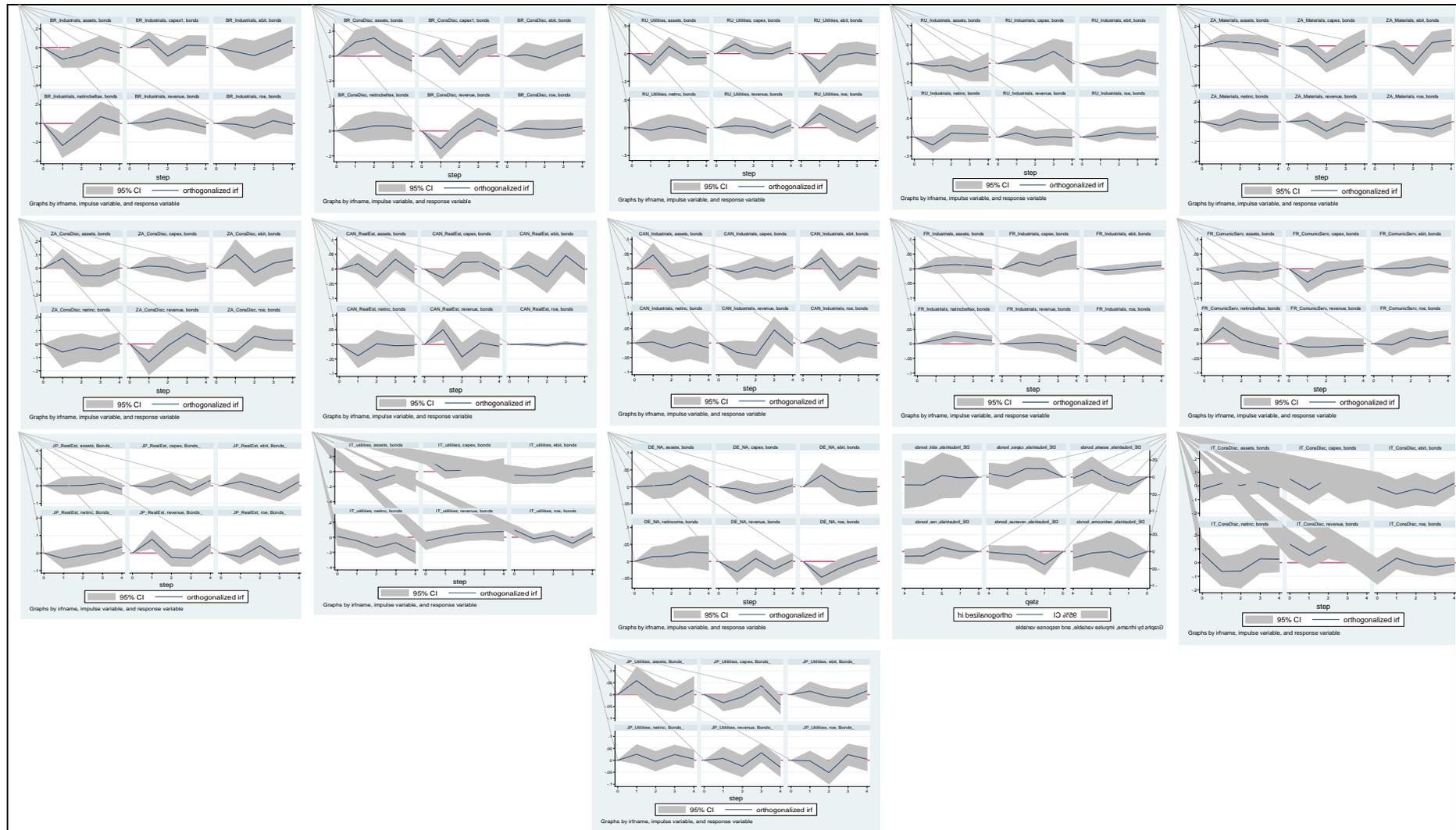


Figura 2: Funções Impulso-resposta setoriais
 Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020)

De maneira geral, verifica-se que os setores dentro dos países são pouco uniformes. A inspeção dos dados evidencia que, em sua maioria, as respostas no risco, quando da ocorrência de choques nas variáveis contábeis, são significativas, porém, nem sempre com a direção esperada. Em vários casos, a resposta no risco é contrária ao esperado (e.g., Brasil, setor de consumo discricionário – aumento no risco por choques no ativo; Rússia, setor de utilidades – aumento no risco por choques no ROE; Canadá, setor industrial – aumento no risco por choques no ativo, dentre outros).

Além de que, dentro de um mesmo país, os setores comportam-se de forma distinta pelo menos em relação a uma variável (e.g., Rússia com setor industrial – respostas no risco mais suaves – e de utilidades – respostas no risco mais intensas, dentre outros).

Isso evidencia que, dentro de um mesmo país, os setores comportam-se de forma muito distinta, o que é esperado, pois cada setor possui determinada exposição a riscos, maior ou menor dependência estatal, clientes domésticos ou estrangeiros, exposição em maior ou menor grau à, por exemplo, variação nos preços de *commodities* e assim sucessivamente.

Portanto, não causa estranheza esse comportamento verificado entre os setores. Pelo contrário, é até mesmo natural esse achado, refletindo as peculiaridades de cada um dos setores dos países analisados.

Além da análise da função impulso-resposta (IRF), também se realizou a decomposição da variância do risco de crédito, visando a identificar a contribuição de cada uma das variáveis testadas para explicação do erro do sistema VAR. Os resultados são resumidos na Tabela 2.

Os resultados evidenciam que, no geral, a variância do erro da variável de risco em países do BRICS é melhor explicada pelas variáveis contábeis do que em relação ao G-7. Por exemplo, no Brasil, o EBIT, quatro trimestres à frente, explica 12,65% da variância do risco, e o lucro antes dos impostos, no mesmo momento, explica 37,34%, o representa um ótimo poder explicativo.

Verifica-se que para a Rússia o EBIT explica mais de 11% da variância do erro de dois a quatro trimestres à frente. No entanto, verifica-se que para a África do Sul as variáveis contábeis têm baixo poder explicativo sobre a variância do erro, como, por exemplo, o lucro antes dos impostos, que contribui com meros 0,3% de um a quatro trimestres à frente.

Dos países do G-7, destaca-se o EBIT na Alemanha, com explicação de mais de 10% da variância do risco três e quatro trimestres à frente, o ativo total no Canadá, explicando entre 8% e 10% da variância do erro de dois a quatro trimestres à frente, lucro antes dos impostos na Itália, com explicação de mais de 10% da variância de dois a quatro trimestres à frente, e o

EBIT no Japão, com mais de 10% de explicação da variância do risco de um a quatro trimestres à frente.

Embora as demais variáveis pouco contribuam com a explicação da variância do risco, os números não podem ser desprezados. Não se pode olvidar que se trata de um fenômeno econômico complexo, e que as variáveis contábeis das firmas agregadas representam apenas uma pequena, mas importante, força que influencia o risco.

O risco de crédito de um país, ainda que indiretamente, é influenciado por questões políticas, jurídicas, sociais, diplomáticas, por questões ligadas à corrupção, facilidade em fazer negócios, questões educacionais e uma extensa gama de fatores.

Portanto, embora a informação contábil das firmas contribua efetivamente para melhorar a explicação dessa complexa medida, não é de se esperar que contenha um elevado poder explicativo a ponto de dispensar todos os demais fatores, diretos e indiretos, que impactam no risco.

Além de que, o poder explicativo verificado está alinhado com o reportado pela literatura. Por exemplo, Kang (2019), ao estudar a reação dos lucros agregados e dos retornos das ações a choques no petróleo e na incerteza política, verificou que a incerteza política explica menos de 5% das variações no erro dos lucros agregados em um horizonte de doze meses, e que choques nos retornos do mercado de ações explicam 5,9% das variações nos erros dos lucros agregados no mesmo horizonte de tempo. Ou seja, resultados compatíveis com os apresentados na Tabela 2.

Por sua vez, Lee et al. (2017) estudaram a relação dinâmica entre choques no petróleo e o risco-país e identificaram que choques na oferta, na demanda e na demanda específica do petróleo explicam, em um horizonte de doze meses, não mais do que 5% das variações no erro do risco-país, considerando uma grande amostra de países.

Portanto, os achados verificados na decomposição da variância do estudo são compatíveis com outros estudos e não podem ser desprezados.

Tabela 2*Decomposição da variância*

FEVD (%)																		
BRICS																		
BRASIL							RÚSSIA						ÁFRICA DO SUL					
step	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0	-	-	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	0.00	0.00	3.61	0.03	5.93	0.32	-	-
2	7.56	0.21	2.86	20.62	13.44	0.07	11.50	7.85	-	-	0.73	8.65	4.54	0.03	8.17	0.46	-	-
3	12.65	37.34	5.02	12.70	6.85	6.68	11.16	7.68	-	-	2.87	9.03	6.73	0.03	8.03	1.94	-	-
4	9.48	23.68	14.30	10.20	3.65	15.64	11.07	7.50	-	-	4.84	8.90	7.00	0.03	7.93	2.35	-	-
G-7																		
ALEMANHA							JAPÃO						CANADÁ					
Step	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE
0	0.00	0.00	-	-	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.00	0.00	-	-	0.00	0.00	10.26	0.80	3.60	0.68	0.38	-	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.51	0.74	-	-	0.11	3.89	11.06	0.68	3.75	1.06	0.43	-	4.83	1.96	8.78	1.12	2.51	1.29
3	10.09	0.68	-	-	0.35	6.65	13.48	2.51	3.91	1.50	0.45	-	6.12	3.13	10.72	1.65	6.57	3.81
4	12.54	0.97	-	-	1.36	6.79	12.30	4.42	3.82	6.30	1.07	-	6.77	4.19	10.45	1.83	6.40	4.0
FRANÇA							ITÁLIA											
Step	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE	ebit	NetIncBT	assets	capex	revenue	ROE						
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00						
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	7.23	3.47	0.69	0.12	3.08						
2	5.84	1.91	0.06	5.01	0.00	0.34	16.83	11.08	2.99	7.29	1.90	4.29						
3	8.14	3.43	0.06	6.67	3.67	0.85	11.72	16.70	2.35	6.31	7.90	12.37						
4	11.65	5.51	0.15	6.93	5.75	4.09	18.02	17.91	2.91	5.40	7.58	11.88						

Nota: Fonte: dados da pesquisa (2020).

Considerações Finais

Esta pesquisa teve como objetivo central analisar a relação existente entre a informação contábil agregada e o risco de crédito, discutindo sua utilidade para explicação do nível de risco de crédito soberano.

Pautado na literatura discutida, a pesquisa partiu da Hipótese 1 de que a informação contábil das firmas, agregada, é útil para explicar o risco de crédito soberano no nível país. Para realização do teste da referida hipótese, foram empregados modelos de vetores autorregressivos (VAR), funções impulso-resposta e decomposição da variância para uma amostra envolvendo dados de empresas e de risco macroeconômico de países do BRICS e G-7.

Os resultados evidenciaram, em resumo, que choques positivos nas séries das variáveis contábeis geram respostas significativas no risco de crédito no nível país. Os achados evidenciaram que, no geral, os resultados para o bloco de países do G-7 são mais consistentes do que para o BRICS, visto que mais variáveis contábeis para o G-7 comportaram-se conforme o esperado. De toda forma, algumas inconsistências em ambos os blocos de países foram verificadas.

Destaca-se, em especial, que as medidas contábeis atreladas ao lucro das companhias (ROE e lucro antes dos impostos), bem como a receita com vendas, apresentaram resultados consistentes na maioria dos países analisados. As demais variáveis, como dito, oscilaram entre os países, porém, no geral, o comportamento deu-se conforme o esperado.

Quanto à contribuição dessas variáveis para a explicação da variância do erro no risco de crédito, novamente o resultado foi bastante heterogêneo entre os países analisados. De modo geral, destaca-se o EBIT como uma variável com um dos maiores percentuais de contribuição para explicação da variância tanto em países do BRICS quanto do G-7. O resultado é esperado, pois, conforme já discutido pela literatura, medidas derivadas do lucro da firma têm potencial para explicar o risco da economia como um todo. De modo geral, esses foram os principais achados extraídos dos dados.

Em decorrência desses achados, a hipótese da pesquisa foi suportada, visto que os resultados confirmaram que a informação contábil da firma, quando agregada, explica em parte as variações no risco de crédito macroeconômico dos países da amostra.

Com os achados discutidos, a pesquisa contribui para a expansão da área de abrangência e investigação da macroaccounting, atualmente focada no PIB, para um tema igualmente

relevante, uma vez que o risco permeia decisões das mais variadas que são tomadas pelos agentes econômicos, em especial decisões relativas a investimentos.

Nesse sentido, os achados relacionados à hipótese 1 da pesquisa corroboram uma longa tradição na pesquisa Contábil, que diz respeito à utilidade da informação da contabilidade para tomadas de decisões pelos agentes econômicos, discutida, pelo menos, desde Ball e Brown (1968).

Ao ser confirmada a relação entre a informação contábil e o risco de crédito, tem-se uma ampla perspectiva para futuras investigações. Embora não tenha sido objetivo desta pesquisa realizar previsões sobre o risco de crédito, os achados possibilitam que, com os devidos aprofundamentos que análise preditiva requer, a informação contábil seja empregada em pesquisas com essa finalidade, podendo ser aplicada em modelos cujo objetivo seja a previsão do risco de crédito no nível país.

Isso porque os resultados empíricos evidenciaram que as informações contábeis carregam elementos da economia real, sendo aptas, portanto, à explicação de eventos macroeconômicos. Ao restar demonstrada a relação da informação contábil com o risco de crédito, oportunidades de pesquisa em torno do tema se ampliam. Com mais pesquisadores dedicando-se ao assunto, novos achados, cada vez mais robustos, poderão ser encontrados e discutidos, o que colabora com o desenvolvimento da pesquisa sobre o risco dentro da macroaccounting.

Quanto à utilidade das discussões, tem-se que os achados possam interessar o mercado (em especial a indústria dos investimentos) e governos. No tocante aos mercados, o assunto interessa, inicialmente, por proporcionar uma forma alternativa de análise de risco de crédito a partir de informações contábeis das firmas. Tais informações são divulgadas com recorrência (trimestralmente, no mínimo), são auditadas e passam pelo escrutínio do mercado. Portanto, possuem boa margem de segurança (embora não sejam isentas de eventuais fraudes). Com o relacionamento verificado entre a informação contábil e a *proxy* de risco, tem-se uma forma independente das agências especializadas e do próprio governo para analisar o risco de crédito em nível país.

Além disso, ao mercado, os achados podem ser úteis para buscar antecipações e previsões acerca do risco de crédito. Por menor que seja o aumento na assertividade da previsão de movimentos relacionados ao risco de crédito, tem-se um importante ganho para os *players* do mercado, em especial os investidores, que podem tomar melhores decisões a respeito de alocação de capital.

E quanto aos governos, tem-se um ganho no sentido de que, com base nas informações contábeis das firmas, é possível antecipar movimentos de medidas de risco, permitindo, assim, que medidas preventivas sejam tomadas com mais assertividade e antecedência, minimizando o risco de que grandes catástrofes financeiras peguem governos desprevenidos. Considerando que a informação contábil é capaz de antecipar em alguns trimestres movimentos na *proxy* de risco de crédito, o emprego dessa ferramenta pode contribuir para melhores decisões políticas por parte dos governantes e preparadores de normas.

Referências

- Abdelaziz, H., Rim, B., & Helmi, H. (2020). The interactional relationships between credit risk, liquidity risk and bank profitability in MENA region. *Global Business Review*. <https://doi.org/10.1177/0972150919879304>.
- Andrade, J. C., & Souza Melo, A. (2016). Causalidade entre Variáveis Macroeconômicas e a Receita Bruta: uma Análise Utilizando Vetores Autorregressivos (VAR). *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, 4(3), 6-29.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T., & Castelar, I. (2011). Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 65(3), 237-252.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 159-178.
- Ball, R., Bushman, R. M., & Vasvari, F. P. (2008). The debt-contracting value of accounting information and loan syndicate structure. *Journal of Accounting Research*, 46(2), 247-287.
- Ball, R., & Sadka, G. (2015). Aggregate earnings and why they matter. *Journal of Accounting Literature*, 34, 39-57.

- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 77-104.
- Barth, M. E., Hodder, L. D., & Stubben, S. R. (2008). Fair value accounting for liabilities and own credit risk. *The accounting review*, 83(3), 629-664.
- Bonsall IV, S. B., Holzman, E. R., & Miller, B. P. (2017). Managerial ability and credit risk assessment. *Management Science*, 63(5), 1425-1449.
- Bouchet, M. H., Fishkin, C. A., & Goguel, A. (2018). *Managing Country Risk in an Age of Globalization: A Practical Guide to Overcoming Challenges in a Complex World*. Springer.
- Burton, F. N., & Inoue, H. (1985). An appraisal of the early-warning indicators of sovereign loan default in country risk evaluation systems. *Management International Review*, 45-56.
- Bushman, R. M., & Smith, A. J. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3), 237-333.
- Callen, J. L., Livnat, J., & Segal, D. (2009). The impact of earnings on the pricing of credit default swaps. *The Accounting Review*, 84(5), 1363-1394.
- Chen, T. K., Tseng, Y., & Hsieh, Y. T. (2015). Real earnings management uncertainty and corporate credit risk. *European Accounting Review*, 24(3), 413-440.
- Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2017). On the impact of public debt on economic growth: does country risk matter? *Contemporary Economic Policy*, 35(4), 751-766.
- Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 93, 1-18.

- Chu, E. R. I. C. (1997). Impact of earnings, dividends and cash flows on stock returns: case of Taiwan's stock market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9(2), 181-202.
- Cosset, J. C., & Roy, J. (1991). The determinants of country risk ratings. *Journal of International Business Studies*, 22(1), 135-142.
- Damodaran, A. (2018). Country Risk: Determinants, Measures and Implications - The 2018 Edition. NYU Stern School of Business. Available at SSRN 3217944.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P., & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25(2), 133-168.
- Deligonul, S. Z. (2020). Multinational country risk: exposure to asset holding risk and operating risk in international business. *Journal of World Business*, 55(2), 101041.
- Delios, A., & Henisz, W. J. (2003). Political hazards, experience, and sequential entry strategies: the international expansion of Japanese firms, 1980-1998. *Strategic management journal*, 24(11), 1153-1164.
- Demirovic, A., & Thomas, D. C. (2007). The relevance of accounting data in the measurement of credit risk. *European Journal of Finance*, 13(3), 253-268.
- Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1996). Political risk, economic risk, and financial risk. *Financial Analysts Journal*, 52(6), 29-46.
- Gkougkousi, X. (2014). Aggregate earnings and corporate bond markets. *Journal of Accounting Research*, 52(1), 75-106.
- Guenther, D. A., & Young, D. (2000). The association between financial accounting measures and real economic activity: a multinational study. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 53-72.

- Hann, R. N., Li, C., & Ogneva, M. (2019). Another look at the macroeconomic information content of aggregate earnings: evidence from the labor market. Available at SSRN 2993654.
- Holton, G. A. (2004). Defining risk. *Financial analysts journal*, 60(6), 19-25.
- Hoti, S., & McAleer, M. (2004). An empirical assessment of country risk ratings and associated models. *Journal of Economic Surveys*, 18(4), 539-588.
- Jung, B., Soderstrom, N., & Yang, Y. S. (2013). Earnings smoothing activities of firms to manage credit ratings. *Contemporary Accounting Research*, 30(2), 645-676.
- Kang, W. (2019). The asymmetric responses of aggregate earnings and stock returns to oil shocks and policy uncertainty. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 1-13.
- Konchitchki, Y., & Patatoukas, P. N. (2014). Accounting earnings and gross domestic product. *Journal of Accounting and Economics*, 57(1), 76-88.
- Kousenidis, D. V., Ladas, A. C., & Negkakis, C. I. (2019). Aggregate Accounting Data and the Prediction of Credit Risk. *The International Journal of Accounting*, 54(01), 1950001.
- Lachmann, M., Stefani, U., & Wöhrmann, A. (2015). Fair value accounting for liabilities: presentation format of credit risk changes and individual information processing. *Accounting, Organizations and Society*, 41, 21-38.
- Lande, E. (2000). Macro-accounting and Micro-accounting Relationships in France. *Financial accountability & management*, 16(2), 151-165.
- Lee, C. C., Lee, C. C., & Ning, S. L. (2017). Dynamic relationship of oil price shocks and country risks. *Energy Economics*, 66, 571-581.

- Lin, Y. M., & Shen, C. A. (2015). Family firms' credit rating, idiosyncratic risk, and earnings management. *Journal of Business Research*, 68(4), 872-877.
- Margarido, M. A., Bueno, C. R., Martins, V. A., & Carnevalli, L. B. (2004). Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação de modelo VAR. *Pesquisa & Debate. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política*, 15(1 (25)).
- Medeiros, O. R. D., Doornik, B. F. N. V., & Oliveira, G. R. D. (2011). *Modelando e Estimando as Demonstrações Financeiras de uma Empresa com o Modelo VAR-VECM*.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Yoon, S. M., & Nguyen, D. K. (2016). Asymmetric linkages between BRICS stock returns and country risk ratings: evidence from dynamic panel threshold models. *Review of International Economics*, 24(1), 1-19.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Yoon, S. M., & Balcilar, M. (2017). Impact of macroeconomic factors and country risk ratings on GCC stock markets: evidence from a dynamic panel threshold model with regime switching. *Applied Economics*, 49(13), 1255-1272.
- Merton R. (1974) On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *J. Finance*, 29(2), 449-470.
- Navarro-García, J. C., & Madrid-Guijarro, A. (2016). Real economic activity and accounting information in Spanish construction and real estate firms. *Revista de Contabilidad*, 19(1), 21-30.
- Nazmi, N., & Ramirez, M. D. (1997). Public and private investment and economic growth in Mexico. *Contemporary Economic Policy*, 15(1), 65-75.
- Osinubi, T. S., & Amaghionyeodiwe, L. A. (2010). Foreign private investment and economic growth in Nigeria. *Applied Econometrics and International Development*, 10(2), 189-204.

- Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2000). Are earnings sensitivity measures risk-relevant? The case of oil price risk for the petroleum refining industry. *Working paper, Stanford University* (April).
- Ramcharran, H. (1999). The determinants of secondary market prices for developing country loans: the impact of country risk. *Global finance journal*, 10(2), 173-186.
- Reeb, D. M., Kwok, C. C., & Baek, H. Y. (1998). Systematic risk of the multinational corporation. *Journal of International Business Studies*, 29(2), 263-279.
- Shivakumar, L., & Urcan, O. (2017). Why does aggregate earnings growth reflect information about future inflation? *The Accounting Review*, 92(6), 247-276.
- Silva Junior, J. C. A., Menezes, G., & Fernandez, R. N. (2011). Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, (23).
- Solari, S., & Van Gelder, P. H. A. J. M. (2011). On the use of Vector Autoregressive (VAR) and Regime Switching VAR models for the simulation of sea and wind state parameters. *Marine Technology and Engineering*, 1, 217-230.
- Suleman, T., Gupta, R., & Balcilar, M. (2017). Does country risks predict stock returns and volatility? Evidence from a nonparametric approach. *Research in International Business and Finance*, 42, 1173-1195.
- Torres Filho, E. T., Miaguti, C., & Martins, N. (2018). Minsky e a Fragilidade Financeira das distribuidoras do setor elétrico brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, 22(3).
- Yaziji, M. (2004). Toward a theory of social risk. *International Studies of Management & Organization*, 34(4), 87-107.
- Zivot, E., & Wang, J. (2007). *Modeling financial time series with S-Plus®* (Vol. 191). Springer Science & Business Media.

Considerações Finais

Esta pesquisa, estruturada sob a forma de dois artigos, buscou responder à seguinte pergunta de pesquisa: **qual a relação entre a informação contábil agregada e o risco de crédito?**

Após realizadas as análises propostas para a pesquisa, conclui-se que a métrica de fragilidade financeira, estimada com base na informação contábil, é útil para explicar o risco de crédito em ambos os blocos de países.

De modo geral, a medida de fragilidade financeira possui relação positiva e significativa com a *proxy* de risco de crédito adotada na pesquisa. Com isto, choques positivos na medida de fragilidade financeira associam-se com elevações no risco de crédito, via de regra, até dois trimestres à frente.

Isso evidencia que a informação contábil das firmas é tanto apta para a construção da medida de fragilidade financeira quanto tal medida é útil para explicar o risco de crédito. Ainda que a decomposição da variância evidencie que a medida de fragilidade financeira tenha um poder explicativo modesto sobre o risco de crédito, tal contribuição não pode ser desprezada.

No tocante à segunda parte da pesquisa, que analisou variáveis contábeis e o risco de crédito, igualmente a análise empírica evidenciou relacionamento significativo entre a maioria das variáveis e a *proxy* de risco.

Em relação ao bloco de países emergentes, os resultados mostraram-se mais heterogêneos, com um número maior de resultados divergentes. Já no bloco de países desenvolvidos, os resultados tiveram uma homogeneidade, tanto em relação às relações esperadas quanto em relação a resultados similares entre os países, evidenciando que as informações oriundas da contabilidade das firmas contribuem para explicação do risco de crédito macroeconômico dos países analisados.

Além disto, a análise de decomposição da variância para esse bloco de análise evidenciou que as variáveis contábeis apresentam uma maior contribuição para explicação da variância do erro do risco de crédito, tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento.

Com isto, e respondendo ao problema da pesquisa, verificou-se a existência de relações significativas, e, conforme o esperado, entre a informação contábil agregada e o risco de crédito, consoante ao discutido em cada um dos artigos mencionados.

Desta forma, a tese de que as informações contábeis reportadas pelas firmas, de forma agregada, explicam o risco de crédito no nível país foi confirmada, visto que, efetivamente, a informação contábil das firmas melhora a compreensão da medida de risco de crédito.

Ainda que a pesquisa tenha confirmado a relação entre a informação contábil e o risco de crédito, vários pontos permanecem em aberto. Alguns deles serão discutidos aqui e, desde logo, servem de inspiração para futuros investigadores.

O primeiro deles diz respeito à divergência no comportamento da resposta do risco face aos choques nas variáveis contábeis em ambientes desenvolvidos e em desenvolvimento. Para achados mais consistentes e robustos, faz-se necessária a extensão da amostra, de modo a confirmar, ou não, os achados discutidos para BRICS e G-7.

Um outro ponto que requer mais pesquisas diz respeito a quais variáveis contábeis podem, potencialmente, relacionar-se com o risco de crédito. Na pesquisa, buscou-se, com base na literatura sobre macroaccounting, trabalhar-se com variáveis clássicas empregadas pela pesquisa anterior (que, como dito, é fortemente concentrada no PIB) e com variáveis que, pela intuição econômica, se esperaria que tivessem relação com o risco macroeconômico. Porém, investigações mais robustas podem ser realizadas nesse sentido, até mesmo com emprego de métodos computacionais mais robustos (como *machine learning*, por exemplo), para identificação das variáveis contábeis que possuam um relacionamento mais forte com o risco.

Neste sentido, até a própria medida de risco de crédito pode ser discutida. Como dito, a pesquisa empregou o *spread* entre títulos públicos com maturidade de dez anos, tendo empregado o título dos EUA como *benchmark* da medida, o que ensejou a exclusão das empresas dos EUA na análise. Empregar outras medidas como proxies para o risco de crédito, como, talvez, a volatilidade do câmbio, ou alguma outra potencialmente útil, pode reportar achados igualmente interessantes.

A pesquisa confrontou variáveis contábeis com o risco de crédito, que é um dos componentes do risco-país. Porém, resta o questionamento: será que as variáveis contábeis se relacionam com outras medidas de risco que não o de crédito? O conceito de risco-país é multifacetado e, a depender do autor, pode englobar diferentes componentes, embora pareça existir na literatura algum consenso de que ele envolve, pelo menos, fatores de riscos financeiro, econômico e político. Portanto, considerando que o risco de crédito se relaciona mais diretamente ao elemento financeiro, haveria relacionamento da informação contábil com os riscos econômico e político? Esse, sem dúvida, é um ponto interessante para futuras investigações.

Além disso, no tocante à análise relativa à fragilidade financeira, outras medidas de fragilidade que empreguem variáveis contábeis das firmas podem ser testadas, de forma a confirmar se a relação verificada nesta pesquisa se mantém mesmo com diferentes medidas de fragilidade financeira.

Por fim, os resultados aqui discutidos são potencialmente úteis ao mercado e para preparadores de normas e governos em geral. Quanto ao mercado, existe já, há décadas, um contingente de pesquisas sérias realizadas no mercado financeiro com objetivo de reduzir assimetrias nos investimentos, aumentar o grau de assertividade das decisões financeiras e, no limite, obter maiores ganhos.

A área de *research* na indústria de investimentos cresceu fortemente nas últimas décadas, evidenciando que o mercado dá cada vez mais importância à pesquisa científica na construção das suas estratégias operacionais.

Nesse contexto, os achados discutidos nesta pesquisa podem ser úteis para o mercado visto que o risco modera todas as decisões relacionadas a investimentos. Uma vez que se tem, empregando informação contábil das firmas, uma potencial ferramenta para melhor compreender os níveis de risco de crédito macroeconômico, explorar esse assunto pode ser de interesse do mercado, em especial na indústria de investimentos, visando a reduzir assimetrias e melhorar o grau de assertividade do processo decisório. Neste sentido, acredita-se que os achados da pesquisa podem ser úteis ao mercado.

Para preparadores de normas e governos em geral, os achados são úteis posto que, ao informar as autoridades sobre o impacto de variáveis contábeis sobre o risco de crédito, possibilitam que melhores decisões conjunturais possam ser tomadas para atrair maior volume de investimentos, em especial capital estrangeiro. Uma vez que a análise da relação entre informações contábeis e risco seja incorporada no planejamento macroeconômico governamental, pode-se aumentar a eficiência de modelos preditivos conjunturais, possibilitando antecipar ações visando à realização de ajustes macroeconômicos pontuais que se relacionem com o risco, possibilitando, assim, intervenções mais pontuais e precisas em assuntos relacionados ao risco.

Os achados contribuem, também, para aproximação da pesquisa Contábil com a Econômica, que embora seja sabido que possuam grandes áreas de intersecção, normalmente cada uma dessas ciências realiza suas pesquisas adstritas às suas áreas. Ao promover uma pesquisa que empregue dados contábeis e econômicos, a pesquisa contribui para uma maior aproximação entre as áreas de investigação dessas ciências, que, somadas, têm potencial para fazer grandes avanços na academia, em especial para a Contabilidade, que é mais carente de

correntes teóricas do que a Economia. Esses constituem, portanto, os grupos potencialmente interessados nos achados desta pesquisa.

Referências

- Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 159-178.
- Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51.
- Ball, R., Robin, A., & Wu, J. S. (2003). Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics*, 36(1-3), 235-270.
- Ball, R., Bushman, R. M., & Vasvari, F. P. (2008). The debt-contracting value of accounting information and loan syndicate structure. *Journal of Accounting Research*, 46(2), 247-287.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 77-104.
- Barth, M. E., Clinch, G., & Israeli, D. (2016). What do accruals tell us about future cash flows? *Review of Accounting Studies*, 21(3), 768-807.
- Billings, M. B., & Jennings, R. (2011). The option market's anticipation of information content in earnings announcements. *Review of Accounting Studies*, 16(3), 587-619.
- Bruni, A. L. (2004). A eficiência informacional do mercado de ADRs brasileiros: uma análise com testes de auto-correlação, raiz unitária e cointegração. *Gestão & Planejamento-G&P*, 1(9).
- Bushman, R. M., & Smith, A. J. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3), 237-333.

- Carvalho, C., & Fernando, J. (2009). Systemic crisis, systemic risk and the financial instability hypothesis. *Macroeconomic Policies on Shaky Foundations*, 261-282.
- Damodaran, A. (2003). Country risk and company exposure: theory and practice. *Journal of applied finance*, 13(2).
- Damodaran, A. (2018). Country Risk: Determinants, Measures and Implications - The 2018 Edition. NYU Stern School of Business. Available at SSRN 3217944.
- Dymski, G. A. (2010). Why the subprime crisis is different: a Minskyian approach. *Cambridge Journal of Economics*, 34(2), 239-255.
- Gkougkousi, X. (2014). Aggregate earnings and corporate bond markets. *Journal of Accounting Research*, 52(1), 75-106.
- Guenther, D. A., & Young, D. (2000). The association between financial accounting measures and real economic activity: a multinational study. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 53-72.
- Hann, R. N., Li, C., & Ogneva, M. (2019). Another look at the macroeconomic information content of aggregate earnings: evidence from the labor market. Available at SSRN 2993654.
- Jin, W., Livnat, J., & Zhang, Y. (2012). Option prices leading equity prices: do option traders have an information advantage? *Journal of Accounting Research*, 50(2), 401-432.
- Keynes, J. M. (1936). *Teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. Saraiva Educação SA.
- Konchitchki, Y., & Patatoukas, P. N. (2014). Accounting earnings and gross domestic product. *Journal of Accounting and Economics*, 57(1), 76-88.
- Kousenidis, D. V., Ladas, A. C., & Negkakis, C. I. (2019). Aggregate Accounting Data and the Prediction of Credit Risk. *The International Journal of Accounting*, 54(01), 1950001.

- Landsman, W. R., Maydew, E. L., & Thornock, J. R. (2012). The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 34-54.
- Margarido, M. A. (2004). Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. *Agricultura São Paulo*, 51(1), 87-101.
- Milan, M. (2012). A crise financeira nos EUA: causas, consequências e desdobramentos teóricos. *Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política*, 33, 103.
- Miller, R. A. (2018). Minsky's financial instability hypothesis and the role of equity: The accounting behind hedge, speculative, and Ponzi finance. *Journal of Post Keynesian Economics*, 41(1), 126-138.
- Minsky, H. P. (1992). The financial instability hypothesis. *The Jerome Levy Economics Institute Working Paper*, (74).
- Navarro-García, J. C., & Madrid-Guijarro, A. (2016). Real economic activity and accounting information in Spanish construction and real estate firms. *Revista de Contabilidad*, 19(1), 21-30.
- Shivakumar, L., & Urcan, O. (2017). Why does aggregate earnings growth reflect information about future inflation? *The Accounting Review*, 92(6), 247-276.
- Silva, L. S. A. D., & Quelhas, O. L. G. (2006). Sustentabilidade empresarial e o impacto no custo de capital próprio das empresas de capital aberto. *Gestão & Produção*, 13, 385-395.
- Truong, C., & Corrado, C. (2014). Options trading volume and stock price response to earnings announcements. *Review of Accounting Studies*, 19(1), 161-209.
- Wray, L. R. (2016). Minsky crisis: in *Banking Crises* (pp. 230-240). Palgrave Macmillan.

Apêndice A: Notas Metodológicas Complementares

Para uma melhor leitura dos artigos, alguns pontos da metodologia são apresentados nos Apêndices, e não no corpo do texto. Quanto à agregação dos dados, essa ocorreu após as variáveis terem sido *winsorizadas* e ponderadas pelo tamanho das firmas.

A agregação é um processo que consiste em transformar informações contábeis de diferentes firmas em série temporal. Os dados foram agregados por país, por trimestre, ponderados pelo tamanho das firmas. Veja-se a tabela a seguir, que trata de um exemplo do processo em questão.

País	Cia	Data	Receita*	Variável Receita agregada	
Brasil	Cia BR 1	2008T.3	R\$ 18,00		
Brasil	Cia BR 2	2008T.3	R\$ 12,00		
Brasil	Cia BR 3	2008T.3	R\$ 15,00		
Brasil	Cia BR 4	2008T.3	R\$ 20,00		
Brasil	Cia BR 5	2008T.3	R\$ 17,00		
Brasil	2008T.3	R\$ 19,00		
Brasil	Cia BR "n"	2008T.3	R\$ 14,00	R\$	16,43
Brasil	Cia BR 1	2008T.4	R\$ 22,00		
Brasil	Cia BR 2	2008T.4	R\$ 24,00		
Brasil	Cia BR 3	2008T.4	R\$ 21,00		
Brasil	Cia BR 4	2008T.4	R\$ 26,00		
Brasil	Cia BR 5	2008T.4	R\$ 25,00		
Brasil	2008T.4	R\$ 20,00		
Brasil	Cia BR "n"	2008T.4	R\$ 19,00	R\$	22,43
Alemanha	Cia GER 1	2008T.3	R\$ 49,00		
Alemanha	Cia GER 2	2008T.3	R\$ 48,00		
Alemanha	Cia GER 3	2008T.3	R\$ 46,00		
Alemanha	Cia GER 4	2008T.3	R\$ 44,00		
Alemanha	Cia GER 5	2008T.3	R\$ 42,00		
Alemanha	2008T.3	R\$ 40,00		
Alemanha	Cia GER "n"	2008T.3	R\$ 39,00	R\$	44,00
Alemanha	Cia GER 1	2008T.4	R\$ 55,00		
Alemanha	Cia GER 2	2008T.4	R\$ 57,00		
Alemanha	Cia GER 3	2008T.4	R\$ 58,00		
Alemanha	Cia GER 4	2008T.4	R\$ 52,00		
Alemanha	Cia GER 5	2008T.4	R\$ 50,00		
Alemanha	2008T.4	R\$ 48,00		
Alemanha	Cia GER "n"	2008T.4	R\$ 56,00	R\$	53,71

**Neste exemplo, para fins pedagógicos, já ponderada pelo tamanho*

Na tabela tem-se a variável Receita para 2 países (Brasil e Alemanha). As informações referem-se a diversas empresas em cada um dos respectivos países, tal qual coletadas nas bases de dados tradicionalmente acessadas pelos pesquisadores.

O processo de agregação para transformação dessa variável “Receita” em série temporal consiste na realização de uma média ponderada por tamanho da receita individual de cada firma-país-período, de forma a permitir a agregação.

Para as firmas do Brasil (no exemplo acima), tem-se a coleta de dados da variável receita para “n” companhias para os trimestres 3 e 4 de 2008. Idem para as firmas da Alemanha. Portanto, para o Brasil, para a agregação de dados de 2008T.3, realiza-se uma média ponderada pelo tamanho de cada empresa para a variável Receita, de modo que a variável agregada para 2008T.3 equivale a 16,43, conforme abaixo demonstrado.

País	Cia	Data	Receita*	Receita agregada
Brasil	Cia BR 1	2008T.3	R\$ 18,00	
Brasil	Cia BR 2	2008T.3	R\$ 12,00	
Brasil	Cia BR 3	2008T.3	R\$ 15,00	
Brasil	Cia BR 4	2008T.3	R\$ 20,00	
Brasil	Cia BR 5	2008T.3	R\$ 17,00	
Brasil	2008T.3	R\$ 19,00	
Brasil	Cia BR "n"	2008T.3	R\$ 14,00	R\$ 16,43

Idem para os demais períodos e países. Com isso, a Receita agregada para Brasil e Alemanha são demonstradas a seguir:

	Data	Receita agregada
Brasil	2008T.3	R\$ 16,43
Brasil	2008T.4	R\$ 22,43
Alemanha	2008T.3	R\$ 44,00
Alemanha	2008T.4	R\$ 53,71

Essa receita agregada por trimestre é que, efetivamente, foi utilizada em cada um dos modelos rodados. Salientando-se, sempre, que os modelos são rodados por país. Logo, ocorre a agregação de cada variável, trimestre a trimestre, por país. Não ocorre agregação de variáveis com dados de mais de um país, nem a agregação de mais de uma variável conjuntamente, tampouco a agregação com dados de diferentes trimestres. São agregadas variáveis individualmente, por país e por trimestre, nos termos do exemplo ilustrativo discutido.

Não foram discutidos na metodologia os modelos Vector Error Correction (VEC) uma vez que os testes de cointegração entre as séries não indicaram a presença de relação de longo prazo entre elas. O teste empregado foi o de Johansen, apontado pela literatura como mais completo do que testes como Engle-Granger e Phillips-Ouliaris (Margarido, 2004).

Segundo Bruni (2004), o teste de cointegração de Johansen parte da hipótese nula de não existência de integração entre as séries analisadas. Segundo Margarido (2004), isso pode ser deduzido da seguinte equação:

$$H_0: \lambda_i = 0, \quad i = r + 1, \dots, n$$

Ainda de acordo com Bruni (2004), o teste de Johansen parte da seguinte equação:

$$\Delta S_t = \Gamma_1 \Delta S_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta S_{t-k+1} + r S_{t-k} + \mu + \varepsilon_t$$

A relação de longo prazo entre as séries verifica-se quando o *rank* da matriz r é maior do que zero e menor do que o número total de séries, sugerindo a existência de cointegração entre elas.

Segundo Margarido (2004), a estatística traço consiste na comparação do valor do log da função de verossimilhança do modelo com restrição em relação ao log da função de verossimilhança do modelo sem restrição, o que em termos algébricos é denotado da seguinte forma:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log (1 - \hat{\lambda}_i), \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$$

Conforme já salientado na metodologia, em todos os modelos rodados realizou-se o teste de cointegração de Johansen, sendo que em todos os casos não se verificou relação de longo prazo entre as séries.

Apêndice B: Informações Complementares do Artigo 1

A seguir, são apresentadas informações complementares ao Artigo 1 – *Qual a relação da fragilidade financeira com o risco de crédito soberano?*

Inicialmente apresenta-se o resultado do teste Dickey-Fuller aumentado para estacionariedade. Conforme se verifica, em todos os casos as séries empregadas são estacionárias no nível de 1%.

Tabela B.1

Teste Dickey-Fuller aumentado de estacionariedade

	Variáveis	Test statistic	1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
RÚSSIA	IFF	Z(t)	-10.676	-3.587	-2.933
	Bonds	Z(t)	-6.97	-3.574	-2.927
BRASIL	IFF	Z(t)	-17.168	-3.549	-2.912
	Bonds	Z(t)	-5.381	-3.558	-2.917
África do Sul	IFF	Z(t)	-4.798	-3.573	-2.926

	Bonds	Z(t)	-6.822	-3.546	-2.911	-2.59
EUA	IFF	Z(t)	-12.986	-3.551	-2.913	-2.592
	Bonds	Z(t)	-5.509	-3.545	-2.91	-2.59
ALEMANHA	Bonds	Z(t)	-6.742	-3.546	-2.911	-2.59
	IFF	Z(t)	-4.346	-3.545	-2.91	-2.59
ITÁLIA	IFF	Z(t)	-18.262	-3.565	-2.921	-2.596
	Bonds	Z(t)	-13.663	-3.548	-2.912	-2.591
Japão	IFF	Z(t)	-4.797	-3.552	-2.914	-2.592
	Bonds	Z(t)	-7.068	-3.542	-2.908	-2.589

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Na sequência são apresentados os critérios de seleção dos lags empregados no artigo.

Tabela B.2

Critérios de seleção do número de lags dos modelos VAR

Selection-order criteria								
BRASIL								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-243.869			96.4287	10.2445		10.274	10.3225*
1	-241.662	4.4146	4	0.353	103.94	10.3192	10.4076	10.5531
2	-232.047	19.229*	4	0.001	82.3578*	10.0853*	10.2326*	10.4751
3	-229.733	4.629	4	0.328	88.5861	10.1555	10.3618	10.7013
4	-227.423	4.6206	4	0.328	95.504	10.2259	10.4911	10.9276
RÚSSIA								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-349.423				239.976	11.1563	11.183	11.2243
1	-337.828	23.191	4	0	188.585	10.9152	10.9954	11.1193*
2	-334.472	6.7104	4	0.152	192.586	10.9356	11.0694	11.2758
3	-326.475	15.996	4	0.003	169.831	10.8087	10.996	11.285
4	-318.752	15.445*	4	0.004	151.219*	10.6905*	10.9314*	11.3029
ÁFRICA DO SUL								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-193.37				.841658*	5.50337*	5.52872*	5.56711*
1	-190.412	5.9152	4	0.206	0.866822	5.53273	5.60877	5.72394
2	-188.296	4.2321	4	0.376	0.914401	5.5858	5.71253	5.90449
3	-186.461	3.6692	4	0.453	0.972709	5.6468	5.82422	6.09296
4	-183.501	5.9212	4	0.205	1.00307	5.67608	5.90419	6.24971
USA								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-391.496				223.33	11.0844	11.1097	11.1481
1	-378.571	25.851	4	0	173.699	10.833	10.909	11.0242*
2	-372.309	12.523*	4	0.014	163.039*	10.7693*	10.896*	11.088
3	-369.06	6.4993	4	0.165	166.658	10.7904	10.9678	11.2366
4	-366.537	5.046	4	0.283	173.991	10.832	11.0601	11.4057
ALEMANHA								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-256.605				4.99725*	7.28464*	7.30999*	7.34838*
1	-254.384	4.4407	4	0.35	5.25467	7.33477	7.41081	7.52598
2	-251.935	4.8988	4	0.298	5.49128	7.37845	7.50518	7.69714
3	-249.547	4.7758	4	0.311	5.7511	7.42386	7.60128	7.87002
4	-244.985	9.1232	4	0.058	5.66909	7.40804	7.63616	7.98168
ITÁLIA								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC

0	-341.92				55.2642	9.68788	9.71322	9.75161
1	-341.393	1.0528	4	0.902	60.951	9.78572	9.86176	9.97694
2	-302.502	77.781	4	0	22.8191	8.80289	8.92962*	9.12157*
3	-299.689	5.6273	4	0.229	23.6139	8.83631	9.01373	9.28247
4	-292.911	13.556*	4	0.009	21.8684*	8.75805*	8.98617	9.33169
JAPÃO								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-470.91	3077.2	13.7075	13.7332	13.7723			
1	-458.466	24.887	4	0	2409.41	13.4628	13.5399	13.6571
2	-454.232	8.4683	4	0.076	2394.07	13.456	13.5845	13.7798
3	-432.257	43.95	4	0	1423.16	12.935	13.1148	13.3883
4	-417.775	28.964*	4	0	1051.94*	12.6312*	12.8624*	13.214*

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Os testes de cointegração realizados são evidenciados na Tabela B.3.

Tabela B.3

Resultado do teste de cointegração

Johansen tests for cointegration					
BRASIL					
max rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	6	-261.66806	.	41.3048	15.41
1	9	-244.16162	0.50354	6.292	3.76
2	10	-241.01563	0.11824		
RÚSSIA					
max rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	2	-379.9753	.	55.407	15.41
1	5	-364.13056	0.38131	23.7175	3.76
2	6	-352.27182	0.30187		
ÁFRICA DO SUL					
0	6	-219.20762	.	48.7873	15.41
1	9	-203.55855	0.34867	17.4892	3.76
2	10	-194.81396	0.21304		
USA					
0	6	-424.10117	.	84.9199	15.41
1	9	-395.37198	0.54484	27.4615	3.76
2	10	-381.64124	0.31352		
ALEMANHA					
0	6	-279.30085	.	42.318	15.41
1	9	-266.74708	0.29103	17.2105	3.76
2	10	-258.14183	0.21003		
ITÁLIA					
0	6	-330.71675	.	37.7619	15.41
1	9	-313.46867	0.37659	3.2658*	3.76
2	10	-311.83579	0.04375		
JAPÃO					
0	14	-431.15891	.	26.7681	15.41
1	17	-423.50081	0.19906	11.4519	3.76
2	18	-417.77488	0.15293		

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

A seguir, apresentam-se as saídas dos modelos rodados para os países da amostra. Da tabela, destaca-se a significância das variáveis. A maioria delas mostrou-se significativa a 1%, algumas a 5% e outras, em menor número, a 10%. Os coeficientes completos do modelo são apresentados na tabela subsequente (Tabela B.5).

Tabela B.4*Saídas dos modelos VAR*

Painel 1 – Modelos para países do BRICS										
RÚSSIA (Sample: 2005q3-2017q4 / Obs.: 45)						BRASIL (Sample: 2007q2-2019q4 / Obs.: 51)				
log likelihood	1.826					-24.161				
FPE	0.006					0.011				
det(Sigma_ml)	0.003					0.009				
AIC	0.541					1.183				
HQIC	0.751					1.270				
SBIC	1.103					1.410				
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
IFF	7	0.615	0.496	44.333	0.000	3	0.228	0.134	7.883	0.019
bonds	7	0.109	0.248	14.826	0.022	3	0.443	0.237	15.799	0.000
ÁFRICA DO SUL (Sample: 2002q2-2019q4 / Obs.: 55)										
log likelihood	16.323									
FPE	0.002									
det(Sigma_ml)	0.002									
AIC	-0.375									
HQIC	-0.291									
SBIC	-0.156									
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2					
IFF	3	0.085	0.085	5.130	0.077					
bonds	3	0.543	0.092	5.570	0.062					

Continua

Tabela B.4 *Continuação*

Painel 2 – Modelos para países do G-7												
		EUA (Sample: 2001q4-2019q4 / Obs.: 69)					ALEMANHA (Sample: 2002q1-2019q4 / Obs.: 72)					
log likelihood	-129.448						-84.521					
FPE	0.195						0.053					
det(Sigma_ml)	0.146						0.036					
AIC	4.042						2.737					
HQIC	4.170						2.913					
SBIC	4.366						3.179					
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
IFF		5	0.545	0.255	23.649	0.000		7	0.164	0.215	19.726	0.003
bonds		5	0.757	0.327	33.457	0.000		7	1.362	0.328	35.097	0.000
		ITÁLIA (Sample: 2004q4-2019q4 / Obs.: 55)					JAPÃO (Sample: 2003q3-2019q4 / Obs.: 66)					
log likelihood	-108.361						-53.914					
FPE	0.294						0.024					
det(Sigma_ml)	0.176						0.018					
AIC	4.450						1.937					
HQIC	4.647						2.068					
SBIC	4.960						2.269					
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
IFF		7	1.024	0.512	57.580	0.000		5	0.610	0.709	160.633	0.000
bonds		7	0.470	0.476	50.038	0.000		5	0.239	0.117	8.754	0.068

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Tabela B.5*Saídas dos modelos VAR - coeficientes*

Vector autoregression model													
Painel 1 – Modelos para países do BRICS													
RÚSSIA							BRASIL						
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]			Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]	
iffpond_							iffpond_						
iffpond_L1	0.3636686	0.115205	3.16	0.002	0.137872	0.589465	iffpond_L2	0.494291	0.1241	3.98	0	0.251059	0.737523
bondsL1	5.214985	2.855625	1.83	0.068	-0.38194	10.81191	bonds L2	4.471767	3.903598	1.15	0.252	-3.17915	12.12268
_cons	15.61561	3.469457	4.5	0	8.815596	22.41562	_cons	29.65028	7.568348	3.92	0	14.81659	44.48397
bonds							bonds						
iffpond_L1	-0.000863	0.004369	-0.2	0.843	-0.00943	0.007701	iffpond_L2	0.002163	0.004199	0.52	0.606	-0.00607	0.010394
bondsL1	0.3748498	0.108306	3.46	0.001	0.162575	0.587125	bondsL2	-0.34478	0.132094	-2.61	0.009	-0.60368	-0.08588
_cons	0.0324577	0.131586	0.25	0.805	-0.22545	0.290362	_cons	-0.10681	0.256106	-0.42	0.677	-0.60876	0.395152
ÁFRICA DO SUL													
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]								
iffpond_													
L1.	0.0816597	0.113893	0.72	0.473	-0.14157	0.304885							
L2.	0.2395495	0.114485	2.09	0.036	0.015162	0.463937							
bonds													
L1.	-0.4093466	0.556341	-0.74	0.462	-1.49976	0.681063							
L2.	0.0859862	0.549079	0.16	0.876	-0.99019	1.162161							
_cons	1.49864	0.413955	3.62	0	0.687303	2.309977							
bonds													
iffpond_													
L1.	0.0171305	0.02354	0.73	0.467	-0.02901	0.063268							
L2.	-0.0055552	0.023663	-0.23	0.814	-0.05193	0.040823							
bonds													
L1.	0.2395071	0.114988	2.08	0.037	0.014134	0.46488							
L2.	-0.1212782	0.113487	-1.07	0.285	-0.34371	0.101153							
_cons	-0.0169793	0.085559	-0.2	0.843	-0.18467	0.150713							
Painel 2 – Modelos para países do G-7													
USA							ALEMANHA						
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]			Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]	
iffpond							iffpond_						

iffponddL1	-0.3053237	0.110294	-2.77	0.006	-0.5215	-0.08915	iffpond_							
bonds_L1	113.7187	85.05402	1.34	0.181	-52.9841	280.4215	L1.	0.022552	0.116934	0.19	0.847	-0.20663	0.251737	
_cons	-10.21006	23.79549	-0.43	0.668	-56.8484	36.42825	L2.	0.154357	0.117888	1.31	0.19	-0.0767	0.385413	
bonds_							bonds							
iffponddL1	-0.0000674	0.000141	-0.48	0.633	-0.00034	0.000209	L1.	-6.15578	8.38164	-0.73	0.463	-22.5835	10.27194	
bonds_L1	0.3738042	0.108767	3.44	0.001	0.160624	0.586984	L2.	3.227545	8.439944	0.38	0.702	-13.3144	19.76953	
_cons	0.1523465	0.03043	5.01	0	0.092705	0.211988	_cons	27.36206	5.589054	4.9	0	16.40772	38.31641	
							bonds							
							iffpond_							
							L1.	-0.0006	0.001603	-0.38	0.707	-0.00375	0.002539	
							L2.	-0.00232	0.001616	-1.44	0.151	-0.00549	0.000846	
							bonds							
							L1.	0.18446	0.114911	1.61	0.108	-0.04076	0.409681	
							L2.	0.126805	0.11571	1.1	0.273	-0.09998	0.353592	
							_cons	0.077911	0.076625	1.02	0.309	-0.07227	0.228093	
ITÁLIA							JAPÃO							
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]		Coef.	Std.err	z	P>z	[95%conf int]			
iffpond_							iffpondd							
iffpond_L2	0.7924614	0.071517	11.08	0	0.65229	0.932633	iffponddL4	0.842355	0.067679	12.45	0	0.709707	0.975003	
bonds L2	3.13762	3.088427	1.02	0.31	-2.91559	9.190826	bondsL4	-88.6488	64.50626	-1.37	0.169	-215.079	37.78118	
_cons	3.521124	1.772558	1.99	0.047	0.046974	6.995274	_cons	5.183827	15.11909	0.34	0.732	-24.4491	34.8167	
bonds							bonds							
iffpond_L2	0.0050483	0.002806	1.8	0.072	-0.00045	0.010548	iffponddL4	-9.6E-05	0.000128	-0.74	0.456	-0.00035	0.000156	
bondsL2	-0.0784374	0.121182	-0.65	0.517	-0.31595	0.159074	bondsL4	0.080125	0.122308	0.66	0.512	-0.15959	0.319845	
_cons	-0.0978579	0.069551	-1.41	0.159	-0.23417	0.038459	_cons	0.018665	0.028667	0.65	0.515	-0.03752	0.074851	

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Na tabela B.6 são apresentados os resultados do teste de causalidade de Granger.

Tabela B.6

Teste de causalidade de Granger

Granger causality Wald tests									
RÚSSIA					BRASIL				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2	Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2
iffpond_	bonds	3.3351	1	0.068	iffpond_	bonds	1.3123	1	0.252
iffpond_	ALL	3.3351	1	0.068	iffpond_	ALL	1.3123	1	0.252
bonds	iffpond_	0.03901	1	0.843	bonds	iffpond_	0.26538	1	0.606
bonds	ALL	0.03901	1	0.843	bonds	ALL	0.26538	1	0.606
ÁFRICA DO SUL									
Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2					
iffpond_	bonds	0.54155	2	0.763					
iffpond_	ALL	0.54155	2	0.763					
bonds	iffpond_	0.55612	2	0.757					
bonds	ALL	0.55612	2	0.757					
USA					ALEMANHA				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2	Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2
iffpond_	bonds_	1.7876	1	0.181	iffpond_	bonds	0.59133	2	0.744
iffpond_	ALL	1.7876	1	0.181	iffpond_	ALL	0.59133	2	0.744
bonds_	iffpond_	0.2284	1	0.633	bonds	iffpond_	2.2638	2	0.322
bonds_	ALL	0.2284	1	0.633	bonds	ALL	2.2638	2	0.322
ITÁLIA					JAPÃO				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2	Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2
iffpond_	bonds	1.0321	1	0.31	iffpond_	bonds	1.8886	1	0.169
iffpond_	ALL	1.0321	1	0.31	iffpond_	ALL	1.8886	1	0.169
bonds	iffpond_	3.2365	1	0.072	bonds	iffpond_	0.55466	1	0.456
bonds	ALL	3.2365	1	0.072	bonds	ALL	0.55466	1	0.456

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Além dos modelos VAR, foram rodados modelos VEC para os dados em questão, cujos resultados são apresentados na tabela B.7, a seguir.

Tabela B.7

Modelos VEC

RUSSIA							BRASIL							
Sample:	2003q3-2019q4	-	Obs = 66				Sample:	2007q3-2019q4	obs=50					
Log likelihood	-364.131	AIC	11.18577				Log likelihood	-244.162	AIC	10.12646				
Det(Sigma_ml)	212.4072	HQIC	11.25132				Det(Sigma_ml)	59.78236	HQIC	10.2575				
		SBIC	11.35166						SBIC	10.4706				
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		
D_iffpond_	2	21.3306	0.0714	4.919346	0.0855		D_iffpond_	4	16.1466	0.4361	35.57154	0		
D_bonds	2	0.734657	0.2837	25.34834	0		D_bonds	4	0.522708	0.5448	55.05883	0		
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]			Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]		
D_iffpond_							D_iffpond_							
_ce1 L1	-0.13054	0.059512	-2.19	0.028	-0.24718	-0.0139	_ce1 L1	-0.02324	0.015118	-1.54	0.124	-0.05287	0.006395	
_cons	0.007745	2.654397	0	0.998	-5.19478	5.210267	iffpond_LD	-0.64629	0.11326	-5.71	0	-0.86827	-0.4243	
D_bonds							bondsLD	-4.40585	4.272783	-1.03	0.302	-12.7804	3.96865	
_ce1 L1	0.010296	0.00205	5.02	0	0.006279	0.014313	_cons	0.003286	2.28486	0	0.999	-4.47496	4.481529	
_cons	0.098195	0.091421	1.07	0.283	-0.08099	0.277377	D_bonds							
		Cointegrating equations						_ce1 L1	0.003313	0.000489	6.77	0	0.002353	0.004272
Equation	Parms	chi2	P>chi2				iffpond_LD	-0.00334	0.003667	-0.91	0.362	-0.01053	0.003845	
_ce1	1	42.18225	0				bondsLD	0.342734	0.138321	2.48	0.013	0.071629	0.613839	
Identification: beta is exactly identified							_cons	0.023049	0.073967	0.31	0.755	-0.12192	0.168021	
	Johansen normalization restriction imposed							Cointegrating equations						
beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]		Equation	Parms	chi2	P>chi2				
_ce1	1	_ce1	1	45.82505	0				
iffpond_	1	Identification: beta is exactly identified							
bonds	-56.1785	8.649788	-6.49	0	-73.1318	-39.2253	Johansen normalization restriction imposed							
_cons	-31.1237	beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]		
							_ce1	1		
							iffpond_	1		
							bonds	-382.215	56.46193	-6.77	0	-492.878	-271.551	
							_cons	-59.7423	
ÁFRICA DO SUL														
Sample:	2001q4-2019q4	-	Obs = 73											
Log likelihood	-203.55	AIC	5.82											
Det(Sigma_ml)	0.9	HQIC	5.93											
		SBIC	6.1											
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2									
D_iffpond_	4	2.33781	0.3421	35.88326	0									
D_bonds	4	0.430861	0.4145	48.85795	0									
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]									
D_iffpond_														
_ce1														
L1.	-0.00617	0.00752	-0.82	0.412	-0.0209	0.008573								
iffpond_														
LD.	-0.57908	0.097706	-5.93	0	-0.77058	-0.38758								
bonds														
LD.	-0.0405	0.634967	-0.06	0.949	-1.28501	1.204013								

_cons	-0.00859	0.273802	-0.03	0.975	-0.54524	0.528049
D_bonds						
_ce1						
L1.	-0.00832	0.001386	-6	0	-0.01103	-0.0056
iffpond_						
LD.	0.015596	0.018007	0.87	0.386	-0.0197	0.05089
bonds						
LD.	0.119933	0.117025	1.02	0.305	-0.10943	0.349298
_cons	0.006371	0.050462	0.13	0.9	-0.09253	0.105275
Cointegrating equations						
Equation	Parms	chi2	P>chi2			
_ce1	1	36.66715	0			
Identification: beta is exactly identified						
Johansen normalization restriction imposed						
beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]	
_ce1						
iffpond_	1
bonds	104.8867	17.32135	6.06	0	70.93745	138.8359
_cons	-2.49724

USA							ALEMANHA						
Sample:	2001q4-2019q4	-	Obs = 73				Sample:	2001q4-2019q4	-	Obs = 73			
Log likelihood	-395.3	AIC	11.07				Log likelihood	-266.7	AIC	7.5			
Det(Sigma_ml)	173.5	HQIC	11.1				Det(Sigma_ml)	5.11	HQIC	7.6			
		SBIC	11.3						SBIC	7.8			
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2	
D_iffponddd	4	98.6521	0.6921	155.0661	0		D_iffpond_	4	13.1183	0.4565	57.94339	0	
D_bonds_	4	0.142718	0.1614	13.28209	0.01		D_bonds	4	0.182427	0.3428	35.98902	0	
D_iffponddd								Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]	
_ce1L1	-1.59215	0.179944	-8.85	0	-1.94483	-1.23947	D_iffpond_						
iffpondddLD	0.195639	0.109022	1.79	0.073	-0.01804	0.409319	_ce1 L1	-0.56575	0.1413	-4	0	-0.84269	-0.28881
bonds_LD	-158.228	84.81376	-1.87	0.062	-324.46	8.00416	iffpond_LD	-0.28335	0.116329	-2.44	0.015	-0.51135	-0.05535
_cons	1.24E-06	11.54698	0	1	-22.6317	22.63167	bondsLD	8.373549	7.843671	1.07	0.286	-6.99976	23.74686
D_bonds_							_cons	-1.83E-06	1.535637	0	1	-3.0098	3.009792
_ce1L1	0.000862	0.00026	3.31	0.001	0.000352	0.001372	D_bonds						
iffpondddLD	-0.00053	0.000158	-3.38	0.001	-0.00084	-0.00022	_ce1L1	-0.00697	0.001965	-3.55	0	-0.01082	-0.00312
bonds_LD	0.041458	0.122698	0.34	0.735	-0.19903	0.281942	iffpond_LD	0.004351	0.001618	2.69	0.007	0.00118	0.007521
_cons	0.002336	0.016705	0.14	0.889	-0.03041	0.035076	bondsLD	-0.30931	0.109076	-2.84	0.005	-0.52309	-0.09552
							_cons	0.000131	0.021355	0.01	0.995	-0.04172	0.041987
Cointegrating equations							Cointegrating equations						
Equation	Parms	chi2	P>chi2				Equation	Parms	chi2	P>chi2			
_ce1	1	6.144791	0.0132				_ce1	1	9.409637	0.002			
Identification: beta is exactly identified							Identification: beta is exactly identified						
Johansen normalization restriction imposed							Johansen normalization restriction imposed						
beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]		beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]	
_ce1							_ce1						
iffponddd	1	iffpond_	1	
bonds_	-156.581	63.16625	-2.48	0.013	-280.384	-32.7773	bonds	46.29293	15.09135	3.07	0.002	16.71442	75.87143
_cons	24.47254	_cons	-32.0188

JAPÃO							ITÁLIA						
Sample:	2002q2-2019q4	-	Obs = 69				Sample:	2001q4-2019q4	-	Obs = 73			
Log likelihood	-423.5	AIC	12.7				Log likelihood	-313.4	AIC	8.8			
Det(Sigma_ml)	734.8	HQIC	12.9				Det(Sigma_ml)	18.4	HQIC	8.9			
		SBIC	13.3						SBIC	9.1			
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2	
D_iffpondd	8	131.349	0.9011	555.6884	0		D_iffpond_	4	10.903	0.8152	304.4351	0	
D_bonds	8	0.234861	0.4678	53.61845	0		D_bonds	4	0.417816	0.5098	71.77012	0	
	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]			Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Int]	
D_iffpondd	-0.05212	0.16046	-0.32	0.745	-0.36661	0.262376	D_iffpond_	-0.01005	0.034648	-0.29	0.772	-0.07796	0.057864
_ce1L1							_ce1L1	-0.88508	0.056109	-15.77	0	-0.99505	-0.77511
iffpondd							iffpond_LD	-3.60295	3.229278	-1.12	0.265	-9.93222	2.726315
LD.	-0.98871	0.139667	-7.08	0	-1.26245	-0.71497	bondsLD	-0.10294	1.374661	-0.07	0.94	-2.79723	2.591342
L2D.	-0.94734	0.11658	-8.13	0	-1.17583	-0.71885	_cons						
L3D.	-0.89089	0.072272	-12.33	0	-1.03254	-0.74924	D_bonds						
bonds							_ce1L1	0.008498	0.001328	6.4	0	0.005896	0.011101
LD.	60.55025	125.7812	0.48	0.63	-185.976	307.0769	iffpond_LD	-0.00553	0.00215	-2.57	0.01	-0.00975	-0.00132
L2D.	67.50792	94.23001	0.72	0.474	-117.18	252.1953	bonds						
L3D.	44.14494	73.49416	0.6	0.548	-99.901	188.1909	LD.	0.077421	0.12375	0.63	0.532	-0.16512	0.319966
_cons	-0.00016	15.90346	0	1	-31.1704	31.17005	_cons	-0.12169	0.052679	-2.31	0.021	-0.22494	-0.01845
D_bonds							Cointegrating equations						
_ce1L1	0.001096	0.000287	3.82	0	0.000534	0.001659	Equation	Parms	chi2	P>chi2			
iffpondd							_ce1	1	45.01338	0			
LD.	-0.00074	0.00025	-2.95	0.003	-0.00123	-0.00025	Identification: beta is exactly identified						
L2D.	-0.00043	0.000209	-2.08	0.037	-0.00084	-2.5E-05	Johansen normalization restriction imposed						
L3D.	-0.00018	0.000129	-1.36	0.174	-0.00043	7.77E-05	beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]	
bonds							_ce1						
LD.	0.253334	0.224905	1.13	0.26	-0.18747	0.694139	iffpond_	1	
L2D.	-0.05829	0.168489	-0.35	0.729	-0.38853	0.271939	bonds	-129.35	19.27945	-6.71	0	-167.137	-91.5627
L3D.	0.016152	0.131412	0.12	0.902	-0.24141	0.273716	_cons	-4.51518	
_cons	-0.00772	0.028436	-0.27	0.786	-0.06346	0.048013							
		Cointegrating equations											
Equation	Parms	chi2	P>chi2										
_ce1	1	18.05806	0										
Identification: beta is exactly identified													
Johansen normalization restriction imposed													
beta	Coef.	Std.err	z	P>z	[95% Conf. Int]								
_ce1													
iffpondd	1							
bonds	-901.612	212.1702	-4.25	0	-1317.46	-485.767							
_cons	-2.99605							

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Na sequência, apresenta-se um resumo dos principais testes diagnósticos realizados nos modelos rodados por país. Inicialmente, apresentam-se os resultados do teste de estabilidade do polinômio AR realizado para a amostra. Conforme se verifica, em nenhum caso houve qualquer problema quanto ao resultado do teste.

Tabela B.8*Teste de estabilidade do polinômio AR*

G-7									
EUA		ALEMANHA				ITÁLIA		JAPÃO	
Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus		
-0.315 + 0.552 i	0.636	0.707	0.707	-0.821	0.821	0.896	0.896		
-0.315 - 0.552 i	0.636	-0.510 + 0.479 i	0.699	-0.191 + 0.683 i	0.710	-0.779	0.779		
0.257 + 0.480 i	0.545	-0.510 - 0.479 i	0.699	-0.191 - 0.683 i	0.710	0.132 + 0.465 i	0.483		
0.257 - 0.480 i	0.545	0.161 + 0.667 i	0.686	0.052 + 0.656 i	0.658	0.132 - 0.465 i	0.483		
		0.161 - 0.667 i	0.686	0.052 - 0.656 i	0.658				
		-0.097	0.097	-0.484	0.484				

BRICS					
RÚSSIA		BRASIL		ÁFRICA DO SUL	
Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus	Eigenvalue	Modulus
-0.008 + 0.829 i	0.829	0.008 + 0.416 i	0.416	0.297 + 0.053 i	0.302
-0.008 - 0.829 i	0.829	0.008 - 0.416 i	0.416	0.297 - 0.053 i	0.302
-0.825	0.825				
0.408 + 0.511 i	0.653				
0.408 - 0.511 i	0.653				
-0.246	0.246				

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

All the eigenvalues lie inside the unit. VAR satisfies stability condition.

A seguir evidencia-se o resultado dos testes do multiplicador de Lagrange para autocorrelação. Conforme se observa, não há na amostra problemas com autocorrelação nos dados.

Tabela B.9*Teste do multiplicador de Lagrange para autocorreção*

BRICS									
lag	RÚSSIA			BRASIL			África do Sul		
	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2
1	4.127	4	0.389	6.523	4	0.163	5.531	4	0.237
2	1.467	4	0.832	11.254	4	0.024	2.891	4	0.576
3	6.725	4	0.151	3.424	4	0.490	0.696	4	0.952
4	2.387	4	0.665	3.327	4	0.505	1.810	4	0.771

Continua

Tabela B.9 *Continuação*

G-7									
EUA				ALEMANHA			ITÁLIA		
lag	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2
1	3.411	4	0.492	2.915	4	0.572	2.771	4	0.597
2	9.337	4	0.053	4.176	4	0.383	8.792	4	0.067
3	12.803	4	0.012	3.704	4	0.448	2.116	4	0.714
4	4.749	4	0.314	2.668	4	0.615	2.763	4	0.598

JAPÃO			
lag	chi2	df	prob>chi2
1	2.080	4	0.721
2	9.039	4	0.060
3	1.150	4	0.886
4	7.050	4	0.133

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Por fim, apresenta-se o resultado do teste de normalidade dos resíduos da amostra.

Tabela B.10

Teste de normalidade

Jarque-Bera test							
RÚSSIA				BRASIL			
Equation	chi2	df	Prob>chi2	Equation	chi2	df	Prob>chi2
iffpond_	4.641	2	0.09822	iffpond_	1.024	2	0.59939
bonds	38.608	2	0	bonds	57.903	2	0
ALL	43.249	4	0	ALL	58.926	4	0

ÁFRICA DO SUL			
Equation	chi2	df	Prob>chi2
iffpond_	4.038	2	0.1328
bonds	0.462	2	0.79356
ALL	4.5	4	0.34251

USA				ALEMANHA			
Equation	chi2	df	Prob>chi2	Equation	chi2	df	Prob>chi2
iffpond	5.335	2	0.06943	iffpond_	4.658	2	0.0974
bonds_	3.174	2	0.20456	bonds	0.063	2	0.96907
ALL	8.509	4	0.07462	ALL	4.721	4	0.31718

ITÁLIA				JAPÃO			
Equation	chi2	df	Prob>chi2	Equation	chi2	df	Prob>chi2
iffpond_	1.211	2	0.54579	iffpond	18.486	2	0.0001
bonds	8.129	2	0.01717	bonds	0.332	2	0.84721
ALL	9.34	4	0.05314	ALL	18.818	4	0.00085

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Apêndice C: Informações Complementares do Artigo 2

A seguir são apresentadas informações complementares ao Artigo 2 – *A informação contábil explica o risco de crédito soberano?*

Inicialmente, apresenta-se o resultado do teste de estacionariedade das séries analisadas. Conforme se verifica, a maior parte das séries é estacionária no nível de 1%, e em alguns casos no nível de 5%, não havendo, portanto, problemas com estacionariedade nas séries.

Tabela C.1

Teste Dickey-Fuller aumentado de estacionariedade

Variável	BRASIL		ÁFRICA DO SUL		RÚSSIA		FRANÇA	
	Test statistic	p-value						
assets	-3.327	0.050	-2.818	0.050			-4.126	0.000
bonds	-7.207	0.000	-6.869	0.000	-7.021	0.000	-5.902	0.000
capex	-4.106	0.000	-10.019	0.000			-4.884	0.000
ebit	-7.204	0.000	-5.455	0.000	-3.672	0.000	-4.921	0.000
netincbeftax	-3.704	0.010	-7.505	0.000	-4.988	0.000	-4.575	0.000
revenue	-8.973	0.000	-12.495	0.000	-2.803	0.050	-10.479	0.000
ROE	-8.878	0.000	-5.652	0.000	-5.23	0.000	-3.883	0.000
Variável	CANADÁ		ALEMANHA		ITÁLIA		JAPÃO	
	Test statistic	p-value						
assets	-7.733	0.000			-18.17	0.050	-13.225	0.000
bonds	-7.749	0.000	-6.659	0.000	-9.443	0.000	-7.452	0.000
capex	-3.207	0.050			-5.722	0.000	-4.396	0.000
ebit	-13.077	0.000	-7.608	0.000	-10.396	0.000	-7.563	0.000
netincbeftax	-5.325	0.000	-10.907	0.000	-5.501	0.000	-5.225	0.000
revenue	-7.459	0.000	-2.935	0.050	-4.272	0.000	-6.575	0.000
ROE	-5.791	0.000	-4.746	0.000	-4.328	0.000		

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Os critérios de decisão do número de lags dos modelos VAR são evidenciados a seguir.

Tabela C.2

Crítérios de seleção do número de lags – modelos VAR

Selection-order criteria								
BRASIL								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	531,472				7,10E-27	-40,344	-40,2465	-40,0053
1	601,096	139,25	49	0	1,70E-27	-41,9305	-41,1502	-39,2207
2	660,724	119,26*	49	0	2,00E-27	-42,748	-41,2849	-37,6672
3	.		49	.	-1.6e-73*	.	.	.
4	6490,59		49	.	.	-485,276*	-482,74*	-476,469*

ALEMANHA								
0	699,601				7,70E-31	-49,4715	-49,3697	-49,1385
1	762,584	125,96	49	0	3,20E-31	-50,4703	-49,6557	-47,8059
2	877,811	230.45*	49	0	6,00E-33	-55,2008	-53,6735	-50,205
3	.	.	49	.	-1.5e-47*	.	.	.
4	6540,58	.	49	.	.	-453.184*	-450.333*	-443.859*
ÁFRICA DO SUL								
0	346,285				7,00E-20	-24,2346	-24,1328	-23,9016
1	438,988	185,41	49	0	3,50E-21	-27,3563	-26,5418	-24,6919
2	523,922	169.87*	49	0	5,70E-22	-29,923	-28,3957	-24,9272
3	.	.	49	.	-8.9e-38*	.	.	.
4	6189,75	.	49	.	.	-428.125*	-425.274*	-418.799*
CANADÁ								
0	449,82				4,30E-23	-31,63	-31,5282	-31,2969
1	526,479	153,32	49	0	6,70E-24	-33,6056	-32,7911	-30,9412
2	583,982	115,01	49	0	7,80E-24	-34,213	-32,6858	-29,2172
3	1207,09	1246,2	49	0	2.4e-40*	-75,2204	-72,9804	-67,8933
4	6797,77	11181*	49	0	.	-471.555*	-468.704*	-462.23*
ITÁLIA								
0	554,687				2,40E-26	-39,1205	-39,0187	-38,7875
1	614,517	119,66	49	0	1,20E-26	-39,894	-39,0795	-37,2296
2	698,436	167.84*	49	0	2,20E-27	-42,3883	-40,861	-37,3925
3	.	.	49	.	-5.1e-43*	.	.	.
4	6430,65	.	49	.	.	-445.332*	-442.481*	-436.006*
FRANÇA								
0	625,797	1,50E-28	-44,1998	-44,098	-43,8668			
1	687,259	122,92	49	0,00E+00	6,90E-29	-45,0899	-44,2754	-42,4255
2	834,993	295,47	49	0	1,30E-31	-52,1423	-50,6151	-47,1466
3	1518,52	1367	49	0,00E+00	5.2e-50*	-97,4656	-95,2256	-90,1384
4	6042,78	9048.5*	49	0,00E+00	.	-417.627*	-414.776*	-408.301*
RÚSSIA								
0	474,608				2,10E-24	-34,6376	-34,5377	-34,3017
1	541,728	134,24	49	0	6,30E-25	-35,9799	-35,1807	-33,2922
2	602,412	121.37*	49	0	6,30E-25	-36,8453	-35,3469	-31,806
3	.	.	49	.	-6.2e-58*	.	.	.
4	6504,48	.	49	.	.	-467.814*	-465.116*	-458.743*
JAPÃO								
0	599,133	3,90E-29	-45,5487	-45,4511	-45,2099			
1	685,951	173,64	49	0	2,50E-30	-48,4578	-47,6774	-45,748
2	811,268	250.63*	49	0	1,90E-32	-54,3283	-52,8653	-49,2476
3	.	.	49	.	-4.5e-81*	.	.	.
4	6105,49	.	49	.	.	-455.653*	-453.117*	-446.847*

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Foram realizados testes de cointegração nas séries, porém, o resultado dos testes de Johansen para cointegração não apontaram relacionamento de longo prazo entre as séries.

Tabela C.3

Teste de cointegração - Johansen

Johansen tests for cointegration	
BRASIL	
Sample with gaps	
ALEMANHA	

Sample with gaps
ÁFRICA DO SUL
Sample with gaps
CANADÁ
Sample with gaps
ITÁLIA
Sample with gaps
FRANÇA
Sample with gaps
RÚSSIA
Sample with gaps
JAPÃO
Sample with gaps

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

A seguir apresentam-se as saídas dos modelos rodados para os países da amostra.

Tabela C.4*Saídas do modelo VAR*

		BRASIL (Sample: 2008q1-2019q4 / Obs.: 31)					ALEMANHA (Sample: 2002q3-2019q4 / Obs.: 70)					
log likelihood	299.62						718.7041					
FPE	0.00						4.05E-15					
det(Sigma_ml)	0.00						8.31E-16					
AIC	-12.56						-18.963					
HQIC	-10.97						-18.2612					
SBIC	-7.70						-17.1963					
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
bonds		15	0.33	0.74	88.44	0.00		11	0.162682	0.3273	34.05228	0.0002
ebit		15	0.02	0.49	29.24	0.01		11	0.012329	0.5255	77.51845	0
netincbeftax		15	0.06	0.63	53.73	0.00		11	0.016742	0.6642	138.4561	0
assets		15	0.80	0.81	132.50	0.00						
capex		15	0.02	0.79	116.66	0.00						
revenue		15	0.07	0.74	86.86	0.00		11	0.054831	0.7866	257.9703	0
ROE		15	0.19	0.41	21.21	0.10		11	0.03465	0.512	73.45354	0
Netink												
		ÁFRICA DO SUL (Sample: 2005q3-2019q4 / Obs.: 40)					CANADÁ Sample: 2006q2-2019q4 / Obs.: 33)					
log likelihood	138.68						9E+02					
FPE	0.00						2E-30					
det(Sigma_ml)	0.00						2E-33					
AIC	-4.18413						-48.97					
HQIC	-3.34449						-47.37					
SBIC	-1.86192						-44.21					
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
bonds		11	0.541545	0.3986	26.51257	0.00		15	0.18	0.59	46.78	0.00
ebit								15	0.01	0.64	58.73	0.00
netincbeftax								15	0.03	0.63	55.93	0.00
assets		11	0.628004	0.8384	207.4788	0.00		15	0.31	0.48	30.26	0.01
capex		11	0.043131	0.3417	20.76621	0.02		15	0.02	0.85	188.00	0.00
revenue		11	0.077259	0.528	44.75142	0.00		15	0.06	0.51	34.29	0.00
ROE								15	0.00	0.49	31.61	0.00
Netink		11	0.064898	0.3758	24.08223	0.01						

Continua

Tabela C.4 *Continuação*

		JAPÃO (Sample: 2005q2-2019q4 / Obs.: 42)					ITÁLIA (Sample: 2008q1-2019q4 / Obs.: 31)					
log likelihood	509.11						157.36					
FPE	0.00						0.00					
det(Sigma_ml)	0.00						0.00					
AIC	-20.53						-3.37					
HQIC	-19.35						-1.79					
SBIC	-17.30						1.47					
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
bonds		13	0.200618	0.4027	28.31427	0.005		15	0.376206	0.617	49.93592	0
ebit		13	0.00793	0.8173	187.8952	0		15	0.051406	0.7211	80.13392	0
netincbeftax												
assets		13	0.602431	0.9292	551.5772	0		15	7.29574	0.9347	443.6274	0
capex		13	0.016643	0.6827	90.36285	0		15	0.022862	0.679	65.57517	0
revenue		13	0.119498	0.8465	231.5554	0		15	0.144339	0.9165	340.2984	0
ROE								15	0.315212	0.8091	131.3662	0
Netink		13	0.008559	0.4452	33.69831	0.0008		15	0.055869	0.6689	62.62265	0
		FRANÇA (Sample: 2006q2-2019q4 / Obs.: 33)					RÚSSIA (Sample: 2003q3-2019q4 / Obs.: 66)					
log likelihood	311.3376						335.7039					
FPE	1.44E-14						6.54E-11					
det(Sigma_ml)	1.51E-17						2.63E-11					
AIC	-12.5053						-9.26376					
HQIC	-10.9032						-8.87047					
SBIC	-7.74369						-8.26846					
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
bonds		15	0.15298	0.5658	42.99333	0.0001		6	0.765366	0.3648	37.90551	0
ebit		15	0.02638	0.6915	73.95188	0		6	0.029372	0.482	61.42206	0
netincbeftax		15	0.036217	0.7621	105.7062	0						
Assets		15	2.15099	0.9883	2781.942	0						
capex		15	0.014802	0.74	93.93056	0						
revenue		15	0.077316	0.6979	76.24104	0		6	0.133649	0.6818	141.4327	0
ROE		15	0.140293	0.6121	52.06444	0		6	0.077822	0.2545	22.52813	0.0004
Netink								6	0.055593	0.4013	44.22996	0

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

A Tabela C.4 tem enfoque nos modelos VAR propriamente ditos. A Tabela C.5, a seguir, apresenta em detalhes os coeficientes de cada modelo rodado.

Tabela C.5

Saídas do modelo VAR - coeficientes

							Vector autoregression model						
							Painel 1 - Países do BRICS						
							BRASIL			ÁFRICA DO SUL			
Coef.	Std.	Err.	z	P>z	[95% conf. Interval]								
bonds						bonds							
bonds						bonds							
L1.	-0,13	0,19	-0,69	0,49	-0,52	0,25	L2.	-0,04	0,15	-0,25	0,80	-0,32	0,25
roe						0,86	roe	-0,06	0,13	-0,43	0,67	-0,31	0,20
L1.	0,25	0,31	0,80	0,42	-0,36	0,86	L2.	-0,83	0,42	-1,99	0,05	-1,65	-0,01
assets						-0,93	assets_						
L1.	-3,30	1,21	-2,72	0,01	-5,68	-0,93	L2.						
capex						83,15	rev_						
L1.	40,60	21,71	1,87	0,06	-1,95	83,15	L2.	-13,99	5,86	-2,39	0,02	-25,46	-2,51
incbeftax						6,10	incbeftax_						
L1.	-26,57	16,67	-1,59	0,11	-59,25	6,10	L2.	6,21	6,94	0,90	0,37	-7,38	19,81
ebit_						9,84	ebit_						
L1.	-67,86	39,64	-1,71	0,09	-145,55	9,84	L2.	-29,71	11,07	-2,68	0,01	-51,42	-8,01
rev_						65,86	capex_						
L1.	33,79	16,36	2,07	0,04	1,73	65,86	L2.	-8,05	9,36	-0,86	0,39	-26,40	10,30
_cons						0,25	_cons	20,88	9,83	2,12	0,03	1,61	40,16
roe	-1,14	0,71	-1,61	0,11	-2,53	0,25	roe						
bonds						0,04	bonds						
L1.	-0,16	0,10	-1,57	0,12	-0,35	0,04	L2.	-0,14	0,18	-0,80	0,42	-0,49	0,21
roe						-0,12	roe	-0,04	0,16	-0,26	0,79	-0,35	0,27
L1.	-0,44	0,16	-2,70	0,01	-0,75	-0,12	L2.						
assets						0,45	assets_						
L1.	-0,78	0,63	-1,24	0,21	-2,01	0,45	L2.	1,44	0,51	2,83	0,01	0,45	2,44
capex						27,02	rev_						
L1.	4,97	11,25	0,44	0,66	-17,09	27,02	L2.	22,73	7,15	3,18	0,00	8,71	36,75
incbeftax						13,62	incbeftax_						
L1.	-3,32	8,64	-0,38	0,70	-20,25	13,62	L2.	4,78	8,47	0,56	0,57	-11,82	21,39
ebit_						19,69	ebit_						
L1.	-20,58	20,55	-1,00	0,32	-60,86	19,69	L2.	-10,89	13,53	-0,81	0,42	-37,40	15,62
rev_						25,57	capex_						
L1.	8,95	8,48	1,06	0,29	-7,67	25,57	L2.	2,52	11,44	0,22	0,83	-19,89	24,93
_cons						0,42	_cons	-34,99	12,01	-2,91	0,00	-58,54	-11,45
assets	-0,30	0,37	-0,81	0,42	-1,02	0,42	assets_						
bonds						0,14	bonds						
L1.	0,07	0,04	1,73	0,08	-0,01	0,14	L2.	0,07	0,07	0,92	0,36	-0,08	0,21
roe						0,08	roe						
L1.	-0,04	0,06	-0,62	0,54	-0,16	0,08	L2.	0,26	0,07	3,92	0,00	0,13	0,39
assets						0,76	assets_						
L1.	0,29	0,24	1,20	0,23	-0,18	0,76	L2.	1,25	0,21	5,92	0,00	0,84	1,67
capex							rev_						
L1.							L2.	4,99	2,97	1,68	0,09	-0,84	10,81

L1. incbeftax	-3,81	4,31	-0,88	0,38	-12,26	4,64	incbeftax_							
L1. ebit_	0,85	3,31	0,26	0,80	-5,64	7,34	L2. ebit_	-0,01	3,52	0,00	1,00	-6,90	6,89	
L1. rev_	16,01	7,87	2,03	0,04	0,58	31,44	L2. capex_	1,71	5,62	0,30	0,76	-9,30	12,73	
L1. _cons	-3,06	3,25	-0,94	0,35	-9,43	3,31	L2. _cons	0,07	4,75	0,01	0,99	-9,25	9,38	
capex	-0,04	0,14	-0,27	0,78	-0,31	0,24	rev_	-6,39	4,99	-1,28	0,20	-16,17	3,39	
bonds							bonds							
L1. roe	0,00	0,00	0,28	0,78	0,00	0,00	L2. roe	0,00	0,01	0,54	0,59	-0,01	0,02	
L1. assets	0,00	0,00	0,16	0,87	0,00	0,00	L2. assets_	-0,02	0,01	-2,28	0,02	-0,03	0,00	
L1. capex	0,01	0,01	1,47	0,14	0,00	0,03	L2. rev_	-0,06	0,02	-2,55	0,01	-0,10	-0,01	
L1. incbeftax	-0,55	0,15	-3,76	0,00	-0,84	-0,27	L2. incbeftax_	0,07	0,31	0,22	0,82	-0,54	0,68	
L1. ebit_	-0,30	0,11	-2,63	0,01	-0,52	-0,08	L2. ebit_	0,33	0,37	0,89	0,37	-0,40	1,06	
L1. rev_	0,10	0,27	0,37	0,71	-0,43	0,63	L2. capex_	-0,32	0,59	-0,54	0,59	-1,48	0,84	
L1. _cons	-0,23	0,11	-2,05	0,04	-0,45	-0,01	L2. _cons	0,12	0,50	0,25	0,80	-0,86	1,11	
incbeftax	0,01	0,00	2,59	0,01	0,00	0,02	incbeftax_	1,39	0,53	2,64	0,01	0,36	2,42	
bonds							bonds							
L1. roe	0,00	0,00	2,04	0,04	0,00	0,01	L2. roe	0,01	0,00	1,08	0,28	0,00	0,01	
L1. assets	0,00	0,00	0,45	0,65	0,00	0,01	L2. assets_	0,00	0,00	-1,10	0,27	-0,01	0,00	
L1. capex	0,00	0,01	0,16	0,87	-0,02	0,02	L2. rev_	0,00	0,01	0,04	0,97	-0,03	0,03	
L1. incbeftax	0,26	0,21	1,24	0,22	-0,15	0,67	L2. incbeftax_	0,03	0,19	0,14	0,89	-0,34	0,40	
L1. ebit_	-0,31	0,16	-1,94	0,05	-0,63	0,00	L2. ebit_	0,58	0,22	2,60	0,01	0,14	1,02	
L1. rev_	-0,45	0,39	-1,18	0,24	-1,21	0,30	L2. capex_	-0,24	0,36	-0,68	0,50	-0,95	0,46	
L1. _cons	0,09	0,16	0,57	0,57	-0,22	0,40	L2. _cons	-0,21	0,30	-0,70	0,48	-0,81	0,38	
ebit_	0,00	0,01	0,04	0,97	-0,01	0,01	ebit_	0,00	0,32	-0,01	0,99	-0,63	0,62	
bonds							bonds							
L1. roe	0,00	0,00	0,81	0,42	0,00	0,00	L2. roe	0,00	0,00	1,21	0,23	0,00	0,01	
L1. assets	0,00	0,00	2,03	0,04	0,00	0,01	L2. assets_	0,00	0,00	-0,80	0,42	-0,01	0,00	
L1. capex	0,00	0,01	0,80	0,42	-0,01	0,02	L2. rev_	0,01	0,01	0,69	0,49	-0,01	0,02	
L1. incbeftax	0,06	0,10	0,56	0,58	-0,14	0,25	L2. incbeftax_	0,09	0,13	0,66	0,51	-0,17	0,34	

incbeftax						L2.	0,17	0,16	1,06	0,29	-0,14	0,47	
L1.	0,12	0,08	1,63	0,10	-0,03	0,27	ebit_						
ebit_						L2.	0,01	0,25	0,02	0,98	-0,48	0,49	
L1.	0,23	0,18	1,26	0,21	-0,13	0,58	capex_						
rev_						L2.	-0,19	0,21	-0,89	0,37	-0,60	0,22	
L1.	0,17	0,07	2,25	0,03	0,02	0,31	_cons	-0,14	0,22	-0,62	0,53	-0,57	0,29
cons	0,00	0,00	0,04	0,97	-0,01	0,01	capex						
rev_						bonds							
bonds						L2.	0,00	0,00	0,80	0,42	0,00	0,01	
L1.	0,00	0,00	1,60	0,11	0,00	0,01	roe						
roe						L2.	0,01	0,00	1,94	0,05	0,00	0,01	
L1.	0,01	0,00	1,81	0,07	0,00	0,01	assets_						
assets						L2.	0,00	0,01	0,46	0,65	-0,01	0,02	
L1.	0,01	0,01	0,54	0,59	-0,02	0,03	rev_						
capex						L2.	-0,03	0,12	-0,22	0,83	-0,26	0,21	
L1.	-0,26	0,23	-1,12	0,26	-0,70	0,19	incbeftax_						
incbeftax						L2.	0,17	0,14	1,20	0,23	-0,11	0,44	
L1.	-0,30	0,18	-1,73	0,08	-0,65	0,04	ebit_						
ebit_						L2.	-0,17	0,22	-0,75	0,45	-0,60	0,27	
L1.	1,07	0,42	2,55	0,01	0,25	1,88	capex_						
rev_						L2.	0,05	0,19	0,26	0,80	-0,32	0,42	
L1.	0,47	0,17	2,71	0,01	0,13	0,81	_cons	-0,06	0,20	-0,28	0,78	-0,44	0,33
_cons	0,02	0,01	2,52	0,01	0,00	0,03							

RUSSIA

bonds													
bonds													
L2.	0,29	0,15	1,91	0,06	-0,01	0,59							
assets													
L2.	2,26	1,58	1,43	0,15	-0,83	5,35							
capex													
L2.	-12,69	6,85	-1,85	0,06	-26,11	0,73							
roe_													
L2.	0,72	1,11	0,65	0,52	-1,45	2,89							
rev_													
L2.	37,44	16,80	2,23	0,03	4,52	70,36							
incbeftax													
L2.	-32,10	38,48	-0,83	0,40	-107,53	43,32							
ebit_													
L2.	23,39	50,55	0,46	0,64	-75,67	122,46							
_cons	-3,47	1,28	-2,71	0,01	-5,98	-0,96							
assets													
bonds													
L2.	-0,02	0,02	-0,88	0,38	-0,06	0,02							
assets													
L2.	0,26	0,20	1,32	0,19	-0,13	0,66							
capex													
L2.	1,31	0,87	1,50	0,13	-0,40	3,02							
roe_													

L2.	-0,13	0,14	-0,90	0,37	-0,40	0,15
rev_						
L2.	-3,44	2,14	-1,61	0,11	-7,64	0,75
incbeftax						
L2.	-6,69	4,90	-1,36	0,17	-16,30	2,92
ebit_						
L2.	12,66	6,44	1,97	0,05	0,04	25,28
_cons	0,21	0,16	1,29	0,20	-0,11	0,53
capex						
bonds						
L2.	-0,01	0,00	-1,92	0,05	-0,02	0,00
assets						
L2.	-0,14	0,05	-2,92	0,00	-0,23	-0,04
capex						
L2.	-0,13	0,20	-0,64	0,52	-0,53	0,27
roe_						
L2.	0,03	0,03	0,81	0,42	-0,04	0,09
rev_						
L2.	-0,23	0,50	-0,45	0,65	-1,20	0,75
incbeftax						
L2.	2,21	1,14	1,93	0,05	-0,04	4,45
ebit_						
L2.	-1,08	1,50	-0,72	0,47	-4,03	1,87
_cons	0,00	0,04	0,13	0,90	-0,07	0,08
roe_						
bonds						
L2.	0,02	0,02	0,87	0,38	-0,03	0,07
assets						
L2.	-0,36	0,25	-1,41	0,16	-0,85	0,14
capex						
L2.	2,70	1,10	2,45	0,01	0,54	4,85
roe_						
L2.	0,01	0,18	0,03	0,98	-0,34	0,35
rev_						
L2.	-9,31	2,70	-3,45	0,00	-14,60	-4,02
incbeftax						
L2.	11,46	6,18	1,85	0,06	-0,66	23,57
ebit_						
L2.	2,43	8,12	0,30	0,76	-13,48	18,35
_cons	0,78	0,21	3,77	0,00	0,37	1,18
rev_						
bonds						
L2.	0,00	0,00	-0,54	0,59	-0,01	0,01
assets						
L2.	-0,08	0,04	-2,15	0,03	-0,16	-0,01
capex						
L2.	-0,32	0,17	-1,91	0,06	-0,65	0,01
roe_						
L2.	0,04	0,03	1,58	0,11	-0,01	0,10

rev_						
L2.	-0,09	0,41	-0,21	0,84	-0,90	0,72
incbeftax						
L2.	1,58	0,95	1,67	0,10	-0,27	3,44
ebit_						
L2.	-0,20	1,24	-0,16	0,87	-2,64	2,24
_cons	0,08	0,03	2,48	0,01	0,02	0,14
incbeftax						
bonds						
L2.	0,00	0,00	-0,86	0,39	-0,01	0,00
assets						
L2.	-0,02	0,02	-0,81	0,42	-0,06	0,02
capex						
L2.	0,03	0,09	0,32	0,75	-0,14	0,20
roe_						
L2.	0,03	0,01	1,85	0,06	0,00	0,05
rev_						
L2.	-0,28	0,21	-1,29	0,20	-0,70	0,14
incbeftax						
L2.	0,01	0,49	0,02	0,99	-0,96	0,97
ebit_						
L2.	0,85	0,65	1,32	0,19	-0,41	2,12
_cons	0,02	0,02	1,42	0,16	-0,01	0,06
ebit_						
bonds						
L2.	0,00	0,00	-0,62	0,54	0,00	0,00
assets						
L2.	-0,02	0,02	-1,33	0,18	-0,05	0,01
capex						
L2.	-0,04	0,07	-0,63	0,53	-0,17	0,09
roe_						
L2.	0,03	0,01	2,56	0,01	0,01	0,05
rev_						
L2.	-0,16	0,16	-0,99	0,32	-0,47	0,16
incbeftax						
L2.	0,24	0,37	0,66	0,51	-0,48	0,96
ebit_						
L2.	0,48	0,48	0,99	0,32	-0,47	1,42
_cons	0,02	0,01	1,44	0,15	-0,01	0,04

Painel 2 - Países do G7

ALEMANHA							CANADÁ					
Coef.	Std.	Err.	z	P>z	[95% conf. Interval]	bonds__						
bonds__						bonds__						
bonds__						L3.	-0,58	0,16	-3,67	0,00	-0,89	-0,27
L1.	0,52	0,17	3,08	0,00	0,19	roe						
roe						L3.	0,05	0,02	2,10	0,04	0,00	0,09
L1.	0,30	0,76	0,40	0,69	-1,19	assetss						
assets_						L3.	0,15	0,37	0,41	0,68	-0,57	0,87

L1.	-0,41	0,42	-0,99	0,32	-1,23	0,40	rev_							
rev_							L3.	1,93	0,79	2,44	0,02	0,38	3,48	
L1.	-5,22	4,44	-1,17	0,24	-13,93	3,49	incbeftax_							
incbeftax_							L3.	-1,39	2,70	-0,52	0,61	-6,68	3,90	
L1.	24,60	25,21	0,98	0,33	-24,80	74,01	ebit_							
ebit_							L3.	17,38	7,41	2,34	0,02	2,85	31,90	
L1.	-7,25	34,79	-0,21	0,84	-75,43	60,93	capex_							
capex_							L3.	-2,37	5,13	-0,46	0,65	-12,42	7,69	
L1.	18,30	40,45	0,45	0,65	-60,98	97,58	_cons	-0,31	0,25	-1,22	0,22	-0,80	0,19	
_cons	10,05	10,14	0,99	0,32	-9,82	29,93	roe							
roe							bonds_							
bonds_							L3.	0,47	1,23	0,39	0,70	-1,93	2,88	
L1.	0,08	0,03	2,41	0,02	0,02	0,15	roe							
roe							L3.	0,03	0,17	0,18	0,86	-0,30	0,36	
L1.	0,72	0,16	4,59	0,00	0,41	1,03	assetss							
assets_							L3.	0,51	2,84	0,18	0,86	-5,07	6,08	
L1.	-0,04	0,09	-0,41	0,68	-0,20	0,13	rev_							
rev_							L3.	-1,64	6,10	-0,27	0,79	-13,60	10,32	
L1.	-1,32	0,92	-1,43	0,15	-3,12	0,48	incbeftax_							
incbeftax_							L3.	60,92	20,85	2,92	0,00	20,06	101,78	
L1.	6,45	5,20	1,24	0,22	-3,75	16,65	ebit_							
ebit_							L3.	-32,95	57,26	-0,58	0,57	-145,17	79,27	
L1.	4,05	7,18	0,56	0,57	-10,02	18,13	capex_							
capex_							L3.	5,61	39,63	0,14	0,89	-72,06	83,29	
L1.	0,73	8,35	0,09	0,93	-15,64	17,10	_cons	-1,11	1,94	-0,57	0,57	-4,91	2,69	
_cons	0,88	2,09	0,42	0,68	-3,23	4,98	assetss							
assets_							bonds_							
bonds_							L3.	-0,07	0,04	-1,60	0,11	-0,15	0,02	
L1.	0,25	0,09	2,70	0,01	0,07	0,44	roe							
roe							L3.	-0,01	0,01	-1,37	0,17	-0,02	0,00	
L1.	1,73	0,42	4,09	0,00	0,90	2,55	assetss							
assets_							L3.	-0,09	0,10	-0,91	0,36	-0,28	0,10	
L1.	0,31	0,23	1,35	0,18	-0,14	0,76	rev_							
rev_							L3.	0,39	0,21	1,90	0,06	-0,01	0,80	
L1.	5,06	2,47	2,05	0,04	0,23	9,89	incbeftax_							
incbeftax_							L3.	1,52	0,71	2,14	0,03	0,13	2,91	
L1.	1,42	13,98	0,10	0,92	-25,98	28,83	ebit_							
ebit_							L3.	-0,61	1,95	-0,31	0,75	-4,43	3,21	
L1.	-24,84	19,30	-1,29	0,20	-62,66	12,98	capex_							
capex_							L3.	-1,49	1,35	-1,10	0,27	-4,13	1,16	
L1.	-7,63	22,43	-0,34	0,73	-51,60	36,34	_cons	-0,07	0,07	-1,01	0,31	-0,20	0,06	
cons	16,25	5,63	2,89	0,00	5,22	27,27	rev							
rev_							bonds_							
bonds_							L3.	0,02	0,03	0,76	0,45	-0,03	0,08	
L1.	-0,02	0,01	-2,84	0,01	-0,04	-0,01	roe							
roe							L3.	0,00	0,00	0,10	0,92	-0,01	0,01	
L1.	-0,17	0,04	-4,26	0,00	-0,24	-0,09	assetss							
assets_							L3.	0,13	0,07	1,94	0,05	0,00	0,26	
L1.	0,04	0,02	1,75	0,08	0,00	0,08	rev_							

rev_ L1.	-0,03	0,23	-0,12	0,90	-0,47	0,42	L3. incbftax_ L3.	0,41	0,14	2,92	0,00	0,13	0,68
incbftax_ L1.	0,82	1,28	0,64	0,52	-1,69	3,34	ebit_ L3.	-0,77	0,48	-1,61	0,11	-1,71	0,17
ebit_ L1.	3,39	1,77	1,92	0,06	-0,08	6,86	capex_ L3.	-0,30	1,31	-0,23	0,82	-2,88	2,27
capex_ L1.	2,06	2,06	1,00	0,32	-1,98	6,09	_cons incbftax_ bonds_ L3.	-0,62	0,91	-0,68	0,50	-2,40	1,17
cons incbftax bonds_ L1.	-0,85	0,52	-1,64	0,10	-1,86	0,16	roe L3.	0,14	0,04	3,07	0,00	0,05	0,22
roe L1.	0,00	0,00	-1,04	0,30	0,00	0,00	assetss L3.	0,00	0,01	0,38	0,70	-0,02	0,02
assetss L1.	0,00	0,01	-0,32	0,75	-0,01	0,01	rev_ L3.	0,00	0,00	0,21	0,83	0,00	0,00
rev_ L1.	0,00	0,00	0,44	0,66	-0,01	0,01	incbftax_ L3.	0,03	0,02	1,13	0,26	-0,02	0,07
incbftax_ L1.	0,00	0,04	0,03	0,98	-0,07	0,07	ebit_ L3.	0,08	0,05	1,52	0,13	-0,02	0,18
ebit_ L1.	0,44	0,21	2,13	0,03	0,04	0,84	capex_ L3.	0,37	0,18	2,09	0,04	0,02	0,72
capex_ L1.	-0,28	0,28	-0,99	0,32	-0,84	0,27	_cons ebit_ bonds_ L3.	0,18	0,49	0,36	0,72	-0,78	1,13
cons ebit bonds_ L1.	0,62	0,33	1,88	0,06	-0,02	1,27	roe L3.	-0,02	0,02	-1,25	0,21	-0,65	0,68
roe L1.	-0,03	0,08	-0,41	0,68	-0,20	0,13	assetss L3.	0,00	0,00	0,42	0,67	-0,01	0,01
assetss L1.	0,00	0,00	-0,24	0,81	0,00	0,00	rev_ L3.	0,00	0,00	-0,62	0,53	0,00	0,00
rev_ L1.	0,00	0,00	-0,69	0,49	-0,01	0,01	incbftax_ L3.	-0,01	0,01	-1,66	0,10	-0,03	0,00
incbftax_ L1.	0,00	0,00	0,02	0,98	0,00	0,00	ebit_ L3.	0,03	0,02	1,43	0,15	-0,01	0,06
ebit_ L1.	0,03	0,03	1,24	0,21	-0,02	0,09	capex_ L3.	0,02	0,06	0,38	0,71	-0,10	0,15
capex_ L1.	0,17	0,15	1,10	0,27	-0,13	0,46	_cons capex_ bonds_ L3.	0,15	0,17	0,86	0,39	-0,19	0,49
cons capex bonds_ L1.	-0,15	0,21	-0,71	0,48	-0,56	0,26	roe L3.	0,08	0,12	0,65	0,52	-0,16	0,31
roe L1.	0,10	0,24	0,42	0,67	-0,37	0,58	assetss L3.	-0,01	0,01	-1,29	0,20	-0,02	0,00
assetss L1.	0,00	0,06	0,06	0,95	-0,12	0,12	rev_ L3.	0,00	0,01	0,82	0,41	-0,01	0,02
rev_ L1.	0,00	0,00	-0,17	0,87	0,00	0,00	incbftax_ L3.	0,00	0,00	0,59	0,56	0,00	0,00
incbftax_ L1.	0,00	0,00	-0,37	0,71	-0,01	0,01	ebit_ L3.	-0,02	0,01	-1,14	0,26	-0,04	0,01
ebit_ L1.	0,00	0,00	-0,43	0,67	-0,01	0,00	capex_ L3.	-0,07	0,03	-2,22	0,03	-0,12	-0,01

L1. incbeftax_	-0,03	0,03	-1,10	0,27	-0,08	0,02	incbeftax_							
L1. ebit_	-0,05	0,15	-0,35	0,72	-0,35	0,24	L3. ebit_	-0,02	0,10	-0,21	0,84	-0,22	0,18	
L1. capex_	0,53	0,21	2,58	0,01	0,13	0,94	L3. capex_	-0,19	0,28	-0,69	0,49	-0,73	0,35	
L1. _cons	0,12	0,24	0,49	0,62	-0,35	0,59	L3. _cons	-0,09	0,19	-0,48	0,63	-0,47	0,28	
	0,03	0,06	0,46	0,65	-0,09	0,15		0,04	0,01	4,06	0,00	0,02	0,06	
		ITÁLIA						FRANÇA						
bonds_							bonds							
L1. roe	-0,04	0,15	-0,28	0,78	-0,34	0,25	L3. assets_	0,12	0,18	0,66	0,51	-0,24	0,48	
L1. assets_	-1,90	0,98	-1,93	0,05	-3,83	0,03	L3. capex_	-0,25	0,14	-1,83	0,07	-0,51	0,02	
L1. rev_	-0,25	0,28	-0,90	0,37	-0,79	0,29	L3. incbeftax	18,98	31,42	0,60	0,55	-42,61	80,57	
L1. incbeftax_	-42,50	11,28	-3,77	0,00	-64,62	-20,39	L3. rev_	83,93	39,61	2,12	0,03	6,31	161,56	
L1. ebit_	-65,43	50,77	-1,29	0,20	-164,93	34,08	L3. ebit_	-18,94	10,36	-1,83	0,07	-39,25	1,37	
L1. capex_	304,60	112,80	2,70	0,01	83,51	525,68	L3. roe	-16,28	11,19	-1,46	0,15	-38,22	5,65	
L1. _cons	149,65	64,29	2,33	0,02	23,65	275,66	L3. _cons	0,06	0,15	0,37	0,71	-0,25	0,36	
roe	5,45	6,76	0,81	0,42	-7,81	18,71	assets_	6,53	3,50	1,87	0,06	-0,32	13,39	
bonds_							bonds							
L1. roe	0,09	0,03	3,24	0,00	0,04	0,15	L3. assets_	0,43	0,61	0,70	0,48	-0,77	1,62	
L1. assets_	0,25	0,19	1,36	0,18	-0,11	0,62	L3. capex_	0,48	0,45	1,06	0,29	-0,41	1,37	
L1. rev_	0,09	0,05	1,80	0,07	-0,01	0,20	L3. incbeftax	-113,10	105,45	-1,07	0,28	-319,78	93,57	
L1. incbeftax_	4,90	2,15	2,28	0,02	0,69	9,11	L3. rev_	-222,97	132,91	-1,68	0,09	-483,47	37,52	
L1. ebit_	32,39	9,67	3,35	0,00	13,44	51,34	L3. ebit_	64,52	34,77	1,86	0,06	-3,63	132,66	
L1. capex_	-62,36	21,48	-2,90	0,00	-104,46	-20,26	L3. roe	-17,37	37,55	-0,46	0,64	-90,97	56,24	
L1. _cons	-1,29	12,24	-0,11	0,92	-25,29	22,70	L3. _cons	-0,62	0,52	-1,19	0,24	-1,63	0,40	
assets_	-2,22	1,29	-1,73	0,08	-4,75	0,30	capex_	12,79	11,74	1,09	0,28	-10,21	35,79	
bonds_							bonds							
L1. roe	-0,03	0,15	-0,20	0,84	-0,32	0,26	L3. assets_	-0,01	0,00	-1,03	0,31	-0,01	0,00	
L1. assets_	-1,51	0,96	-1,57	0,12	-3,40	0,38	L3. capex_	0,00	0,00	-1,11	0,27	-0,01	0,00	
L1. rev_	1,32	0,27	4,88	0,00	0,79	1,85	L3. incbeftax	0,75	0,85	0,88	0,38	-0,92	2,41	

L1. incbeftax_	16,89	11,04	1,53	0,13	-4,75	38,54	L3. rev_	1,50	1,07	1,40	0,16	-0,60	3,59
L1. ebit_	-9,10	49,69	-0,18	0,86	-106,48	88,29	L3. ebit_	-0,44	0,28	-1,58	0,12	-0,99	0,11
L1. capex_	115,79	110,40	1,05	0,29	-100,59	332,17	L3. roe	0,20	0,30	0,66	0,51	-0,39	0,79
L1. _cons	86,82	62,92	1,38	0,17	-36,51	210,14	L3. _cons	0,00	0,00	1,08	0,28	0,00	0,01
rev_	-9,13	6,62	-1,38	0,17	-22,11	3,85	incbeftax	0,11	0,09	1,18	0,24	-0,07	0,30
bonds_							bonds						
L1. roe	0,00	0,01	-0,20	0,84	-0,01	0,01	L3. assets_	-0,01	0,01	-0,94	0,35	-0,04	0,01
L1. assets_	0,05	0,04	1,14	0,25	-0,03	0,13	L3. capex_	-0,02	0,01	-1,76	0,08	-0,04	0,00
L1. rev_	-0,04	0,01	-3,15	0,00	-0,06	-0,01	L3. incbeftax	2,37	2,35	1,01	0,31	-2,23	6,97
L1. incbeftax_	-0,91	0,49	-1,85	0,06	-1,87	0,05	L3. rev_	4,67	2,96	1,58	0,11	-1,13	10,47
L1. ebit_	1,16	2,20	0,53	0,60	-3,16	5,48	L3. ebit_	-1,38	0,77	-1,78	0,08	-2,89	0,14
L1. capex_	-4,61	4,90	-0,94	0,35	-14,21	4,99	L3. roe	0,22	0,84	0,26	0,80	-1,42	1,86
L1. _cons	-1,41	2,79	-0,50	0,61	-6,88	4,06	L3. _cons	0,01	0,01	1,01	0,31	-0,01	0,03
incbeftax_	0,99	0,29	3,38	0,00	0,42	1,57	rev_	0,47	0,26	1,81	0,07	-0,04	0,99
bonds_							bonds						
L1. roe	0,00	0,00	1,92	0,06	0,00	0,00	L3. assets_	-0,05	0,06	-0,91	0,36	-0,17	0,06
L1. assets_	0,00	0,01	0,14	0,89	-0,01	0,01	L3. capex_	-0,06	0,04	-1,47	0,14	-0,15	0,02
L1. rev_	0,00	0,00	-0,67	0,50	0,00	0,00	L3. incbeftax	12,67	10,28	1,23	0,22	-7,48	32,82
L1. incbeftax_	-0,07	0,07	-0,92	0,36	-0,21	0,08	L3. rev_	23,69	12,96	1,83	0,07	-1,71	49,09
L1. ebit_	0,19	0,33	0,57	0,57	-0,46	0,84	L3. ebit_	-6,65	3,39	-1,96	0,05	-13,30	-0,01
L1. capex_	-0,04	0,74	-0,05	0,96	-1,49	1,42	L3. roe	0,24	3,66	0,07	0,95	-6,93	7,42
L1. _cons	0,11	0,42	0,27	0,79	-0,71	0,94	L3. _cons	0,06	0,05	1,09	0,28	-0,04	0,15
ebit_	0,03	0,04	0,77	0,44	-0,05	0,12	ebit_	1,76	1,14	1,53	0,13	-0,49	4,00
bonds_							bonds						
L1. roe	0,00	0,00	0,46	0,65	0,00	0,00	L3. assets_	-0,01	0,01	-0,86	0,39	-0,03	0,01
L1. assets_	0,00	0,00	0,78	0,44	-0,01	0,01	L3. capex_	-0,02	0,01	-2,08	0,04	-0,04	0,00
L1. rev_	0,00	0,00	-1,33	0,18	0,00	0,00	L3. incbeftax	2,51	2,11	1,19	0,23	-1,62	6,64
L1. incbeftax_	-0,05	0,05	-1,06	0,29	-0,15	0,04	L3. rev_	4,02	2,65	1,51	0,13	-1,18	9,22

L2.	0,04	0,13	0,32	0,75	-0,21	0,29
rev_						
L2.	-1,49	0,88	-1,70	0,09	-3,21	0,23
incbeftax						
L2.	30,90	11,20	2,76	0,01	8,95	52,85
ebit_						
L2.	-7,47	16,40	-0,46	0,65	-39,62	24,68
_cons	4,07	2,28	1,79	0,07	-0,39	8,54
capex_						
bonds						
L2.	0,00	0,00	-0,46	0,64	0,00	0,00
assts_						
L2.	-0,01	0,01	-1,96	0,05	-0,02	0,00
capex_						
L2.	0,36	0,22	1,64	0,10	-0,07	0,80
roe_						
L2.	-0,01	0,01	-1,27	0,21	-0,02	0,00
rev_						
L2.	0,03	0,04	0,82	0,41	-0,05	0,12
incbeftax						
L2.	-0,47	0,54	-0,86	0,39	-1,54	0,60
ebit_						
L2.	-2,86	0,80	-3,59	0,00	-4,42	-1,30
_cons	0,23	0,11	2,04	0,04	0,01	0,44
roe_						
bonds						
L2.	0,09	0,05	1,67	0,10	-0,01	0,19
assts_						
L2.	-0,08	0,13	-0,57	0,57	-0,33	0,18
capex_						
L2.	2,31	5,59	0,41	0,68	-8,65	13,28
roe_						
L2.	0,07	0,16	0,45	0,66	-0,23	0,37
rev_						
L2.	-1,61	1,08	-1,49	0,14	-3,73	0,50
incbeftax						
L2.	35,49	13,75	2,58	0,01	8,55	62,44
ebit_						
L2.	-6,95	20,14	-0,34	0,73	-46,41	32,52
_cons	1,60	2,80	0,57	0,57	-3,88	7,09
rev_						
bonds						
L2.	-0,01	0,01	-0,96	0,34	-0,03	0,01
assts_						
L2.	-0,05	0,02	-1,97	0,05	-0,10	0,00
capex_						
L2.	2,30	1,06	2,17	0,03	0,22	4,37
roe_						
L2.	-0,03	0,03	-1,15	0,25	-0,09	0,02

rev_ L2.	0,06	0,20	0,27	0,78	-0,34	0,46
incbeftax L2.	-10,02	2,60	-3,85	0,00	-15,11	-4,92
ebit_ L2.	-1,37	3,81	-0,36	0,72	-8,84	6,10
_cons incbeftax	1,15	0,53	2,16	0,03	0,11	2,18
bonds L2.	0,00	0,00	-0,58	0,56	0,00	0,00
assts_ L2.	0,00	0,00	-2,74	0,01	-0,01	0,00
capex_ L2.	0,27	0,07	3,59	0,00	0,12	0,41
roe_ L2.	0,00	0,00	-1,79	0,07	-0,01	0,00
rev_ L2.	-0,04	0,01	-2,85	0,00	-0,07	-0,01
incbeftax L2.	-0,27	0,18	-1,45	0,15	-0,63	0,09
ebit_ L2.	-0,96	0,27	-3,56	0,00	-1,48	-0,43
cons ebit bonds	0,11	0,04	2,97	0,00	0,04	0,18
L2.	0,00	0,00	0,03	0,97	0,00	0,00
assts_ L2.	-0,01	0,00	-4,05	0,00	-0,01	0,00
capex_ L2.	0,01	0,05	0,11	0,91	-0,10	0,11
roe_ L2.	0,00	0,00	-2,26	0,02	-0,01	0,00
rev_ L2.	0,01	0,01	0,78	0,43	-0,01	0,03
incbeftax L2.	-0,28	0,13	-2,14	0,03	-0,53	-0,02
ebit_ L2.	-0,65	0,19	-3,44	0,00	-1,02	-0,28
_cons	0,11	0,03	4,20	0,00	0,06	0,16

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

O teste de causalidade de Granger é apresentado a seguir.

Tabela C.6

Teste de causalidade de Granger

Granger causality Wald tests														
BRASIL					ÁFRICA DO SUL					RÚSSIA				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2	bonds	roe				bonds	assets			
bonds	roe	0,642	1	0,423	bonds	assets_	3,970	1	0,046	bonds	capex	3,437	1	0,064
bonds	assets	7,414	1	0,006	bonds	rev_	5,703	1	0,017	bonds	roe_	0,421	1	0,516
bonds	capex	3,498	1	0,061	bonds	incbeftax_	0,803	1	0,370	bonds	rev_	4,969	1	0,026
bonds	incbeftax	2,542	1	0,111	bonds	ebit_	7,200	1	0,007	bonds	incbeftax	0,696	1	0,404
bonds	ebit_	2,930	1	0,087	bonds	capex_	0,740	1	0,390	bonds	ebit_	0,214	1	0,643
bonds	rev_	4,267	1	0,039	bonds	ALL	24,565	6	0,000	bonds	ALL	12,411	6	0,053
bonds	ALL	32,314	6	0,000	roe	bonds	0,643	1	0,423	assets	bonds	0,767	1	0,381
roe	bonds	2,458	1	0,117	roe	assets_	8,030	1	0,005	assets	capex	2,255	1	0,133
roe	assets	1,546	1	0,214	roe	rev_	10,096	1	0,001	assets	roe_	0,807	1	0,369
roe	capex	0,195	1	0,659	roe	incbeftax_	0,319	1	0,572	assets	rev_	2,591	1	0,107
roe	incbeftax	0,147	1	0,701	roe	ebit_	0,648	1	0,421	assets	incbeftax	1,862	1	0,172
roe	ebit_	1,003	1	0,316	roe	capex_	0,049	1	0,826	assets	ebit_	3,866	1	0,049
roe	rev_	1,113	1	0,291	roe	ALL	16,386	6	0,012	assets	ALL	8,866	6	0,181
roe	ALL	5,827	6	0,443	assets_	bonds	0,845	1	0,358	capex	bonds	3,703	1	0,054
assets	bonds	2,999	1	0,083	assets_	roe	15,405	1	0,000	capex	assets	8,521	1	0,004
assets	roe	0,383	1	0,536	assets_	rev_	2,817	1	0,093	capex	roe_	0,655	1	0,418
assets	capex	0,783	1	0,376	assets_	incbeftax_	0,000	1	0,999	capex	rev_	0,204	1	0,651
assets	incbeftax	0,065	1	0,798	assets_	ebit_	0,093	1	0,761	capex	incbeftax	3,721	1	0,054
assets	ebit_	4,135	1	0,042	assets_	capex_	0,000	1	0,989	capex	ebit_	0,515	1	0,473
assets	rev_	0,886	1	0,347	assets_	ALL	22,227	6	0,001	capex	ALL	16,014	6	0,014
assets	ALL	13,463	6	0,036	assets_	bonds	0,845	1	0,358	roe_	bonds	0,765	1	0,382
capex	bonds	0,077	1	0,781	assets_	roe	15,405	1	0,000	roe_	assets	1,994	1	0,158
capex	roe	0,026	1	0,872	assets_	rev_	2,817	1	0,093	roe_	capex	6,010	1	0,014
capex	assets	2,155	1	0,142	assets_	incbeftax_	0,000	1	0,999	roe_	rev_	11,910	1	0,001

capex	incbeftax	6,925	1	0,008	assets_	ebit_	0,093	1	0,761	roe_	incbeftax	3,432	1	0,064
capex	ebit_	0,138	1	0,710	assets_	capex_	0,000	1	0,989	roe_	ebit_	0,090	1	0,764
capex	rev_	4,198	1	0,040	assets_	ALL	22,227	6	0,001	roe_	ALL	15,804	6	0,015
capex	ALL	15,213	6	0,019	incbeftax_	bonds	1,162	1	0,281	rev_	bonds	0,293	1	0,589
incbeftax	bonds	4,166	1	0,041	incbeftax_	roe	1,208	1	0,272	rev_	assets	4,605	1	0,032
incbeftax	roe	0,204	1	0,651	incbeftax_	assets_	0,001	1	0,971	rev_	capex	3,666	1	0,056
incbeftax	assets	0,025	1	0,874	incbeftax_	rev_	0,021	1	0,885	rev_	roe_	2,495	1	0,114
incbeftax	capex	1,532	1	0,216	incbeftax_	ebit_	0,464	1	0,496	rev_	incbeftax	2,791	1	0,095
incbeftax	ebit_	1,391	1	0,238	incbeftax_	capex_	0,489	1	0,484	rev_	ebit_	0,026	1	0,873
incbeftax	rev_	0,323	1	0,570	incbeftax_	ALL	6,414	6	0,378	rev_	ALL	15,497	6	0,017
incbeftax	ALL	16,161	6	0,013	ebit_	bonds	1,472	1	0,225	incbeftax	bonds	0,748	1	0,387
ebit_	bonds	0,655	1	0,418	ebit_	roe	0,638	1	0,424	incbeftax	assets	0,656	1	0,418
ebit_	roe	4,103	1	0,043	ebit_	assets_	0,474	1	0,491	incbeftax	capex	0,105	1	0,746
ebit_	assets	0,640	1	0,424	ebit_	rev_	0,438	1	0,508	incbeftax	roe_	3,426	1	0,064
ebit_	capex	0,312	1	0,576	ebit_	incbeftax_	1,131	1	0,288	incbeftax	rev_	1,668	1	0,196
ebit_	incbeftax	2,644	1	0,104	ebit_	capex_	0,797	1	0,372	incbeftax	ebit_	1,741	1	0,187
ebit_	rev_	5,043	1	0,025	ebit_	ALL	6,768	6	0,343	incbeftax	ALL	11,562	6	0,072
ebit_	ALL	24,799	6	0,000	capex_	bonds	0,647	1	0,421	ebit_	bonds	0,382	1	0,537
rev_	bonds	2,567	1	0,109	capex_	roe	3,748	1	0,053	ebit_	assets	1,779	1	0,182
rev_	roe	3,282	1	0,070	capex_	assets_	0,210	1	0,647	ebit_	capex	0,401	1	0,527
rev_	assets	0,293	1	0,589	capex_	rev_	0,047	1	0,829	ebit_	roe_	6,533	1	0,011
rev_	capex	1,248	1	0,264	capex_	incbeftax_	1,440	1	0,230	ebit_	rev_	0,976	1	0,323
rev_	incbeftax	3,006	1	0,083	capex_	ebit_	0,566	1	0,452	ebit_	incbeftax	0,436	1	0,509
rev_	ebit_	6,486	1	0,011	capex_	ALL	11,282	6	0,080	ebit_	ALL	13,880	6	0,031
rev_	ALL	19,379	6	0,004										

ALEMANHA

CANADÁ

FRANÇA

bonds_	roe	0,157	1	0,692	bonds_	roe	4,393	1	0,036	bonds	assets_	3,348	1	0,067
bonds_	assets_	0,987	1	0,320	bonds_	assetss	0,165	1	0,684	bonds	capex_	0,365	1	0,546
bonds_	rev_	1,378	1	0,240	bonds_	rev_	5,956	1	0,015	bonds	incbeftax	4,491	1	0,034
bonds_	incbeftax_	0,953	1	0,329	bonds_	incbeftax_	0,266	1	0,606	bonds	rev_	3,342	1	0,068

bonds__	ebit_	0,043	1	0,835	bonds__	ebit_	5,495	1	0,019	bonds	ebit_	2,118	1	0,146
bonds__	capex_	0,205	1	0,651	bonds__	capex_	0,213	1	0,645	bonds	roe	0,140	1	0,708
bonds__	ALL	3,024	6	0,806	bonds__	ALL	18,006	6	0,006	bonds	ALL	23,335	6	0,001
roe	bonds__	5,831	1	0,016	roe	bonds__	0,148	1	0,700	assets_	bonds	0,493	1	0,483
roe	assets_	0,166	1	0,683	roe	assetss	0,032	1	0,858	assets_	capex_	1,151	1	0,283
roe	rev_	2,058	1	0,151	roe	rev_	0,072	1	0,788	assets_	incbeftax	2,815	1	0,093
roe	incbeftax_	1,537	1	0,215	roe	incbeftax_	8,541	1	0,003	assets_	rev_	3,443	1	0,064
roe	ebit_	0,319	1	0,572	roe	ebit_	0,331	1	0,565	assets_	ebit_	0,214	1	0,644
roe	capex_	0,008	1	0,931	roe	capex_	0,020	1	0,887	assets_	roe	1,405	1	0,236
roe	ALL	19,758	6	0,003	roe	ALL	14,006	6	0,030	assets_	ALL	13,414	6	0,037
assets_	bonds__	7,298	1	0,007	assetss	bonds__	2,561	1	0,110	assets_	bonds	0,493	1	0,483
assets_	roe	16,756	1	0,000	assetss	roe	1,871	1	0,171	assets_	capex_	1,151	1	0,283
assets_	rev_	4,215	1	0,040	assetss	rev_	3,600	1	0,058	assets_	incbeftax	2,815	1	0,093
assets_	incbeftax_	0,010	1	0,919	assetss	incbeftax_	4,575	1	0,032	assets_	rev_	3,443	1	0,064
assets_	ebit_	1,657	1	0,198	assetss	ebit_	0,099	1	0,753	assets_	ebit_	0,214	1	0,644
assets_	capex_	0,116	1	0,734	assetss	capex_	1,218	1	0,270	assets_	roe	1,405	1	0,236
assets_	ALL	37,636	6	0,000	assetss	ALL	16,245	6	0,012	assets_	ALL	13,414	6	0,037
rev_	bonds__	8,051	1	0,005	rev_	bonds__	0,581	1	0,446	incbeftax	bonds	0,885	1	0,347
rev_	roe	18,176	1	0,000	rev_	roe	0,009	1	0,923	incbeftax	assets_	3,104	1	0,078
rev_	assets_	3,077	1	0,079	rev_	assetss	3,781	1	0,052	incbeftax	capex_	1,018	1	0,313
rev_	incbeftax_	0,412	1	0,521	rev_	incbeftax_	2,596	1	0,107	incbeftax	rev_	3,157	1	0,076
rev_	ebit_	3,668	1	0,055	rev_	ebit_	0,053	1	0,817	incbeftax	ebit_	0,067	1	0,795
rev_	capex_	0,997	1	0,318	rev_	capex_	0,458	1	0,499	incbeftax	roe	1,014	1	0,314
rev_	ALL	43,497	6	0,000	rev_	ALL	5,634	6	0,465	incbeftax	ALL	13,202	6	0,040
incbeftax_	bonds__	1,072	1	0,300	incbeftax_	bonds__	0,147	1	0,701	rev_	bonds	0,832	1	0,362
incbeftax_	roe	0,100	1	0,751	incbeftax_	roe	0,044	1	0,833	rev_	assets_	2,158	1	0,142
incbeftax_	assets_	0,194	1	0,660	incbeftax_	assetss	1,280	1	0,258	rev_	capex_	1,518	1	0,218
incbeftax_	rev_	0,001	1	0,980	incbeftax_	rev_	2,303	1	0,129	rev_	incbeftax	3,342	1	0,068
incbeftax_	ebit_	0,984	1	0,321	incbeftax_	ebit_	0,129	1	0,719	rev_	ebit_	0,004	1	0,947
incbeftax_	capex_	3,551	1	0,060	incbeftax_	capex_	0,002	1	0,968	rev_	roe	1,184	1	0,277

incbeftax_	ALL	9,988	6	0,125	incbeftax_	ALL	5,639	6	0,465	rev_	ALL	15,285	6	0,018
ebit_	bonds__	0,057	1	0,811	ebit_	bonds__	0,176	1	0,674	ebit_	bonds	0,745	1	0,388
ebit_	roe	0,483	1	0,487	ebit_	roe	0,390	1	0,533	ebit_	assets_	4,347	1	0,037
ebit_	assets_	0,000	1	0,984	ebit_	assetss	2,742	1	0,098	ebit_	capex_	1,416	1	0,234
ebit_	rev_	1,550	1	0,213	ebit_	rev_	2,052	1	0,152	ebit_	incbeftax	2,294	1	0,130
ebit_	incbeftax_	1,217	1	0,270	ebit_	incbeftax_	0,141	1	0,707	ebit_	rev_	3,717	1	0,054
ebit_	capex_	0,180	1	0,671	ebit_	capex_	0,419	1	0,518	ebit_	roe	1,360	1	0,244
ebit_	ALL	12,683	6	0,048	ebit_	ALL	4,972	6	0,547	ebit_	ALL	13,942	6	0,030
capex_	bonds__	0,028	1	0,868	capex_	bonds__	0,677	1	0,411	roe	bonds	0,554	1	0,457
capex_	roe	0,137	1	0,711	capex_	roe	0,343	1	0,558	roe	assets_	0,687	1	0,407
capex_	assets_	0,183	1	0,669	capex_	assetss	1,291	1	0,256	roe	capex_	4,776	1	0,029
capex_	rev_	1,209	1	0,272	capex_	rev_	4,916	1	0,027	roe	incbeftax	5,316	1	0,021
capex_	incbeftax_	0,125	1	0,723	capex_	incbeftax_	0,044	1	0,835	roe	rev_	5,940	1	0,015
capex_	ebit_	6,649	1	0,010	capex_	ebit_	0,482	1	0,488	roe	ebit_	2,960	1	0,085
capex_	ALL	13,045	6	0,042	capex_	ALL	8,808	6	0,185	roe	ALL	17,029	6	0,009

ITÁLIA

bonds	assets_	4,629	1	0,031
bonds	capex_	0,000	1	0,995
bonds	incbeftax	0,172	1	0,678
bonds	rev_	3,360	1	0,067
bonds	ebit_	0,789	1	0,375
bonds	roe_	0,021	1	0,884
bonds	ALL	8,212	6	0,223
assets_	bonds	3,804	1	0,051
assets_	capex_	0,624	1	0,429
assets_	incbeftax	0,944	1	0,331
assets_	rev_	10,043	1	0,002
assets_	ebit_	0,724	1	0,395
assets_	roe_	0,025	1	0,876
assets_	ALL	39,978	6	0,000

capex_	bonds	0,808	1	0,369
capex_	assets_	13,584	1	0,000
capex_	incbeftax	0,009	1	0,925
capex_	rev_	8,581	1	0,003
capex_	ebit_	0,552	1	0,458
capex_	roe_	0,031	1	0,860
capex_	ALL	20,448	6	0,002
capex_	bonds	0,808	1	0,369
capex_	assets_	13,584	1	0,000
capex_	incbeftax	0,009	1	0,925
capex_	rev_	8,581	1	0,003
capex_	ebit_	0,552	1	0,458
capex_	roe_	0,031	1	0,860
capex_	ALL	20,448	6	0,002
rev_	bonds	3,672	1	0,055
rev_	assets_	13,200	1	0,000
rev_	capex_	0,170	1	0,680
rev_	incbeftax	0,014	1	0,905
rev_	ebit_	0,133	1	0,716
rev_	roe_	0,002	1	0,969
rev_	ALL	17,918	6	0,006
ebit_	bonds	0,057	1	0,811
ebit_	assets_	3,379	1	0,066
ebit_	capex_	0,184	1	0,668
ebit_	incbeftax	0,890	1	0,345
ebit_	rev_	1,384	1	0,239
ebit_	roe_	1,105	1	0,293
ebit_	ALL	16,598	6	0,011
roe_	bonds	1,256	1	0,262
roe_	assets_	0,522	1	0,470

roe_	capex_	1,136	1	0,287
roe_	incbeftax	0,518	1	0,472
roe_	rev_	0,335	1	0,563
roe_	ebit_	0,980	1	0,322
roe_	ALL	4,843	6	0,564

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Buscou-se trabalhar com modelos de correção de erros (VEC), porém, dada a existência de gaps na amostra, não foi possível fitar tais modelos.

Tabela C.7

Modelos VEC

Vector error-correction model	
BRASIL	
Sample with gaps	
ALEMANHA	
Sample with gaps	
ÁFRICA DO SUL	
Sample with gaps	
CANADÁ	
Sample with gaps	
ITÁLIA	
Sample with gaps	
FRANÇA	
Sample with gaps	
RÚSSIA	
Sample with gaps	
JAPÃO	
Sample with gaps	

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

As estatísticas descritivas e a matriz de correlação são apresentadas a seguir.

Tabela C.8

Estatísticas descritivas – por país

		Descritivas							
		BRASIL							
stats	bonds	roe	assets	capex	incbeftax	ebit_	rev_		
N		52	48	58	45	58	60	60	60
mean	0,005973	-0,01124	0,006954	-0,00044	-0,00041	0,014589	0,065745		
p50	-0,03223	-0,00305	0,008428	-3,8E-05	-2,1E-05	0,013897	0,06362		
min	-1,37669	-0,53003	-0,1624	-0,01512	-0,00975	0,010237	0,05608		
max	2,38213	0,483015	0,166	0,015123	0,006677	0,020878	0,081792		
cv	89,72457	-15,7295	9,261927	-10,6417	-7,98773	0,2158	0,125533		
		ALEMANHA							
N		75	54	60	60	60	60	60	48
mean	-0,025	0,038494	23,93916	0,062962	0,004535	0,006602	0,004242		
p50	-0,01656	0,041296	23,95785	0,061674	0,004634	0,006824	0,004277		
min	-0,42187	-0,05192	23,72235	0,048733	0,002173	0,004637	0,002921		
max	0,357709	0,111631	24,14226	0,084153	0,006705	0,008397	0,006026		
cv	-7,01555	1,275954	0,004872	0,161367	0,263095	0,155865	0,200056		
		ÁFRICA DO SUL							

N	75	54	60	48	60	60	60
mean	-0,00715	-0,11319	21,61029	0,022376	0,009943	0,014924	0,17024
p50	0	0,019623	21,89809	0,021802	0,01114	0,015153	0,153709
min	-1,13738	-1,91173	20,64381	0,009334	-0,02309	-0,00093	0,128641
max	1,023404	0,134291	22,1694	0,034747	0,029078	0,028181	0,237169
cv	-61,9101	-4,07399	0,026354	0,316238	1,336012	0,535678	0,214567
CANADÁ							
N	75	54	60	48	60	60	60
mean	-0,00819	-1,362	18,29626	0,020839	-0,00136	0,006955	0,228109
p50	-0,01531	-1,1139	18,30496	0,020458	-7,1E-05	0,00596	0,231252
min	-0,3007	-3,87686	17,87416	0,01314	-0,02524	-0,00053	0,168826
max	0,436851	0,0488	18,56487	0,02811	0,015617	0,01873	0,289566
cv	-19,3258	-0,73803	0,0099	0,222488	-8,44145	0,835209	0,128118
ITÁLIA							
N	75	54	60	48	60	60	60
mean	-0,00572	-0,00806	24,04656	0,004025	0,003602	0,004941	0,032057
p50	-0,05078	-0,00187	24,20988	0,003092	0,003377	0,004445	0,02802
min	-0,80622	-0,24497	22,94471	0,00127	-0,00122	0,002773	0,015911
max	1,44221	0,17671	24,42049	0,010111	0,008068	0,008726	0,076102
cv	-72,6168	-11,2197	0,017161	0,640843	0,704204	0,363343	0,52836
FRANÇA							
N	75	26	60	48	60	60	60
mean	-0,02269	0,016352	25,08957	0,008471	0,015384	0,015464	0,082545
p50	0	0,029439	25,59413	0,002874	0,003569	0,003798	0,02877
min	-0,4372	-0,21537	23,65639	0,001783	0,00096	0,001887	0,018158
max	0,358335	0,094714	25,98556	0,032265	0,053202	0,054552	0,242047
cv	-8,62269	4,787242	0,036964	1,169373	1,230131	1,183095	1,027855
RÚSSIA							
N	67	58	45	54	60	60	60
mean	-0,03864	0,005881	-0,00114	0,117373	0,10361	0,019431	0,021058
p50	-0,0218	0,015767	0,000789	0,092429	0,098749	0,017575	0,018569
min	-2,7073	-0,31107	-0,08094	-0,0384	0,082468	0,005852	0,013211
max	2,863636	0,21489	0,080943	0,357804	0,139214	0,0366	0,035549
cv	-21,1202	15,02968	-23,6627	0,815138	0,166349	0,445241	0,34151
JAPÃO							
N	73	60	48	54	60	60	60
mean	0,020972	20,25985	0,008325	0,003699	0,124141	0,004149	0,00534
p50	0	20,36199	0,008026	0,038267	0,123093	0,004445	0,005061
min	-0,68257	19,43643	0,003301	-0,3238	0,068931	0,000609	0,000547
max	0,660443	20,55355	0,014233	0,095454	0,200862	0,006623	0,011237
cv	11,29681	0,015871	0,383403	25,37472	0,237753	0,381451	0,353885

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Tabela C.9

Matriz de correlação – por país

Correlação							
BRASIL							
	bonds	roe	assets	capex	incbeftax	ebit_	rev_
bonds	1						
roe	0,1916	1					
assets	0,2021	-0,0394	1				
capex	0,0057	0,7903	-0,1998	1			
incbeftax	-0,0771	-0,077	0,1882	-0,2121	1		
ebit_	0,6499	0,6504	0,163	-0,2121	0,381451	1	
rev_	-0,2299	0,0017	0,163	-0,2121	0,381451	0,353885	1

	0,1083	0,9909	0,2215	0,1618			
ebit_	-0,144	-0,1014	0,2472	-0,1784	0,1613	1	
	0,3134	0,4928	0,0614	0,2409	0,2265		
rev_	0,1184	-0,1042	0,2808	-0,0123	0,0026	0,8259	1
	0,4081	0,4809	0,0327	0,936	0,9844	0	

ALEMANHA

	bonds__	roe	assets_	rev_	incbeftax	ebit_	capex_
bonds__	1						
roe	0,117	1					
	0,3994						
assets_	0,3509	0,5619	1				
	0,006	0					
rev_	-0,2332	-0,3525	-0,8148	1			
	0,0729	0,0089	0				
incbeftax_	-0,0905	0,0234	-0,1888	0,2321	1		
	0,4914	0,8664	0,1486	0,0743			
ebit_	0,0155	-0,211	-0,4031	0,5147	0,7068	1	
	0,9062	0,1255	0,0014	0	0		
capex_	-0,1997	-0,1024	-0,5175	0,4888	-0,3253	-0,1508	1
	0,1736	0,5137	0,0002	0,0004	0,0241	0,3061	

ÁFRICA DO SUL

	bonds	roe	assets_	rev_	incbeftax	ebit_	capex_
bonds	1						
roe	-0,2481	1					
	0,0705						
assets_	-0,0429	0,0236	1				
	0,7446	0,8653					
rev_	0,0313	-0,0069	-0,8946	1			
	0,8124	0,9603	0				
incbeftax_	-0,0586	0,207	-0,115	0,2999	1		
	0,6563	0,1331	0,3818	0,0199			
ebit_	-0,1355	0,105	-0,0112	0,1849	0,7424	1	
	0,302	0,4499	0,9326	0,1573	0		
capex_	0,1286	0,219	0,4681	-0,3945	-0,1563	-0,0982	1
	0,3837	0,1582	0,0008	0,0055	0,2888	0,5067	

CANADÁ

	bonds__	roe	assets_	rev_	incbeftax	ebit_	capex_
bonds__	1						
roe	0,0769	1					
	0,5807						
assets_	0,2736	0,4873	1				
	0,0344	0,0002					
rev_	-0,1088	0,0685	-0,4646	1			
	0,4078	0,6227	0,0002				
incbeftax_	-0,1525	0,3505	-0,03	0,3292	1		
	0,2448	0,0094	0,8202	0,0102			
ebit_	-0,0832	0,3912	-0,1232	0,5656	0,7254	1	
	0,5273	0,0034	0,3485	0	0		
capex_	-0,3101	0,1465	0,1595	-0,3067	-0,1281	-0,0608	1
	0,032	0,3487	0,2787	0,034	0,3857	0,6814	

ITÁLIA

	bonds	roe_	assets_	capex_	incbeftax	ebit_	rev_
bonds	1						
roe_	0,0182	1					
	0,8963						
assets_	-0,0131	-0,0542	1				
	0,9207	0,6973					
capex_	0,2039	0,1431	-0,8224	1			
	0,1644	0,3598	0				
incbeftax	0,0683	0,5818	-0,343	0,4559	1		

	0,6043	0	0,0073	0,0011			
ebit_	0,0765	0,4991	-0,6487	0,739	0,831	1	
	0,5612	0,0001	0	0	0		
rev_	0,1163	-0,0052	-0,8567	0,8813	0,2858	0,6329	1
	0,3761	0,97	0	0	0,0269	0	
FRANÇA							
	bonds	roe_	assets_	capex_	incbeftax	ebit_	rev_
bonds	1						
roe_	0,081	1					
	0,6942						
assets_	-0,2024	0,1208	1				
	0,1209	0,5653					
capex_	0,1893	0,0413	-0,9483	1			
	0,1976	0,8793	0				
incbeftax	0,2304	-0,0982	-0,9508	0,957	1		
	0,0765	0,6405	0	0			
ebit_	0,2152	-0,1143	-0,9506	0,9556	0,9928	1	
	0,0987	0,5865	0	0	0		
rev_	0,2785	-0,1127	-0,975	0,9345	0,9594	0,9553	1
	0,0312	0,5917	0	0	0	0	
RÚSSIA							
	bonds	assets	capex	roe_	rev_	incbeftax	ebit_
bonds	1						
assets	-0,1749	1					
	0,1891						
capex	-0,0575	-0,3475	1				
	0,7074	0,0193					
roe_	-0,0212	-0,0024	0,2595	1			
	0,8791	0,9865	0,1059				
rev_	-0,0403	-0,1984	0,2792	0,1999	1		
	0,7596	0,1354	0,0632	0,1472			
incbeftax	-0,2514	0,1	0,0194	0,2313	0,7914	1	
	0,0527	0,4551	0,8993	0,0924	0		
ebit_	-0,1332	-0,0052	0,0709	0,2625	0,8691	0,9303	1
	0,3101	0,9688	0,6437	0,0551	0	0	
JAPÃO							
	bonds	assts_	capex_	roe_	rev_	incbeftax	ebit
bonds	1						
assts_	-0,1313	1					
	0,3259						
capex_	0,0187	-0,0313	1				
	0,9019	0,8325					
roe_	-0,0668	0,1733	0,1005	1			
	0,6381	0,2102	0,5216				
rev_	0,2291	-0,6516	0,3154	0,0084	1		
	0,0837	0	0,029	0,9516			
incbeftax	0,0098	-0,1271	0,3552	0,4054	0,5294	1	
	0,9417	0,333	0,0132	0,0024	0		
ebit	0,0991	-0,7728	0,1432	0,1158	0,5727	0,4586	1
	0,4594	0	0,3315	0,4044	0	0,0002	

Por fim apresenta-se um resumo dos principais testes diagnósticos realizados nos modelos rodados por país.

Tabela C.10*Teste de estabilidade do polinômio AR*

BRASIL				ALEMANHA				ÁFRICA DO SUL			
Eigenvalue		Modulus		Eigenvalue		Modulus		Eigenvalue		Modulus	
1.00			1.00	0.885566			0.885566	-0.92866			0.928658
0.17	+	.7876561i	0.81	0.774752	+	.2466457i	0.813065	0.902413			0.902413
0.17	-	.7876561i	0.81	0.774752	-	.2466457i	0.813065	0.707638			0.707638
0.67	+	.06884439i	0.67	-0.07578	+	.791878i	0.795495	-0.33587	+	.5533231i	0.64728
0.67	-	.06884439i	0.67	-0.07578	-	.791878i	0.795495	-0.33587	-	.5533231i	0.64728
-0.17	+	.6390702i	0.66	-0.74905			0.749047	-0.1096	+	.5791826i	0.589461
-0.17	-	.6390702i	0.66	-0.42194	+	.1298017i	0.441451	-0.1096	-	.5791826i	0.589461
-0.53	+	.3795159i	0.65	-0.42194	-	.1298017i	0.441451	0.167671	+	.4835065i	0.511754
-0.53	-	.3795159i	0.65	0.304176			0.304176	0.167671	-	.4835065i	0.511754
-0.64	+	.08593786i	0.65	-0.20266			0.202659	-0.35196			0.35196
-0.64	-	.08593786i	0.65								
0.26	+	.2749144i	0.38								
0.26	-	.2749144i	0.38								
0.32			0.32								
CANADÁ				JAPÃO				ITÁLIA			
Eigenvalue		Modulus		Eigenvalue		Modulus		Eigenvalue		Modulus	
.8180187	+	.2344133i	0.850943	-0.97581			0.975807	-0.99091		0.990911	
.8180187	-	.2344133i	0.850943	0.05899	+	.9687785i	0.970573	0.859596	+	.01610677i	0.859747
.7094001	+	.3242493i	0.779991	0.05899	-	.9687785i	0.970573	0.859596	-	.01610677i	0.859747
.7094001	-	.3242493i	0.779991	0.940318			0.940318	-0.70471			0.704712
-.3233427	+	.6506018i	0.726521	-0.09028	+	.7447431i	0.750195	-0.02089	+	.6966092i	0.696922
-.3233427	-	.6506018i	0.726521	-0.09028	-	.7447431i	0.750195	-0.02089	-	.6966092i	0.696922
-6854151	+	.1873885i	0.710569	0.664491	+	.0284016i	0.665097	-0.28189	+	.4468333i	0.528321
-6854151	-	.1873885i	0.710569	0.664491	-	.0284016i	0.665097	-0.28189	-	.4468333i	0.528321
.1236655	+	.6937033i	0.70464	-0.5533			0.553303	0.042352	+	.4888925i	0.490723
.1236655	-	.6937033i	0.70464	-0.10219	+	.4086072i	0.421191	0.042352	-	.4888925i	0.490723
-6345594			0.634559	-0.10219	-	.4086072i	0.421191	0.482033	+	.06081231i	0.485853
-.3995709			0.399571	-0.31734			0.317344	0.482033	-	.06081231i	0.485853
.3581166			0.358117					-0.3915			0.391496
.05598302			0.055983					-0.10407			0.104073

Continua

Tabela C.10 *Continuação*

FRANÇA				RÚSSIA			
Eigenvalue		Modulus	Eigenvalue		Modulus		
-0.9322604		0.93226	0.815862		0.815862		
0.9063771		0.906377	0.700754		0.700754		
0.7640757	+	.4862779i	0.351404		0.351404		
0.7640757	-	.4862779i	0.043822	+	.1912164i		
-0.7502029		0.750203	0.043822	-	.1912164i		
-0.1563148	+	.7101195i					
-0.1563148	-	.7101195i					
-0.7051751		0.705175					
0.6506823		0.650682					
0.4360927	+	.2069259i					
0.4360927	-	.2069259i					
-0.3761278		0.376128					
-0.02601089	+	.3120132i					
-0.02601089	-	.3120132i					

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

All the eigenvalues lie inside the unit circle. VAR satisfies stability condition.

Tabela C.11*Teste do multiplicador de Lagrange*

BRASIL				CANADÁ			FRANÇA		
lag	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2
1	57.44	49	0.19	51.907	49	0.36125	52.9787	49	0.3233
2	53.87	49	0.29	60.68	49	0.12232	30.3615	49	0.98319
3	47.66	49	0.53	59.3386	49	0.14799	49.4948	49	0.45336
4	73.99	49	0.01	41.4673	49	0.76899	71.5473	49	0.01947
ALEMANHA				JAPÃO			RÚSSIA		
lag	chi2	df	prob>Chi2	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2
1	59.749	25	0.00011	85.0511	36	0.00001	77.7277	25	0
2	36.3158	25	0.06694	36.4509	36	0.44769	44.5231	25	0.00947
3	18.8228	25	0.80553	37.5978	36	0.3959	38.145	25	0.04478
4	38.2271	25	0.04395	36.4604	36	0.44725	31.2309	25	0.18149
ÁFRICA DO SUL				ITÁLIA					
lag	chi2	df	prob>chi2	chi2	df	prob>chi2			
1	20.4217	25	0.72437	68.3081	49	0.03545			
2	32.4271	25	0.14602	60.0736	49	0.13346			
3	19.7275	25	0.76097	51.0497	49	0.39304			
4	23.0398	25	0.57524	40.803	49	0.79129			

Nota. Fonte: dados da pesquisa (2020).

Por fim o teste de normalidade dos resíduos.

Tabela C.12*Teste de normalidade*

Jarque-Bera test											
BRASIL				ÁFRICA DO SUL				RÚSSIA			
Equation	chi2	df	Prob>chi2	bonds	1,258	2	0,53321	bonds	7,162	2	0,02784
bonds	0,805	2	0,66857	roe	68,272	2	0	assets	0,053	2	0,97389
roe	2,008	2	0,36646	assets_	10,572	2	0,00506	capex	0,395	2	0,82087
Assets	0,73	2	0,69414	rev_	0,982	2	0,61194	roe_	4,538	2	0,10342
capex	0,902	2	0,63703	incbeftax_	32,413	2	0	rev_	0,66	2	0,719
								incbefta			
incbeftax	0,729	2	0,69449	ebit_	1,071	2	0,58528	x	2,538	2	0,28106
ebit_	0,412	2	0,81384	capex_	1,639	2	0,44064	ebit_	0,107	2	0,94792
rev_	0,52	2	0,77121	ALL	116,207	4	0	ALL	15,453	4	0,34791
		1									
ALL	6,106	4	0,96376								
ALEMANHA				CANADÁ				JAPÃO			
bonds_	0,011	2	0,99467	bonds_	1,048	2	0,59225	bonds	0,026	2	0,987
roe	0,275	2	0,8715	roe	0,503	2	0,7777	assts_	1,055	2	0,58997
assets_	1,928	2	0,38141	assetss	3,695	2	0,15761	capex_	1,245	2	0,53665
rev_	1,576	2	0,45472	rev_	0,283	2	0,8679	roe_	27,778	2	0
incbeftax_	2,066	2	0,35599	incbeftax_	1,812	2	0,40422	rev_	1,092	2	0,57938
								incbefta			
ebit_	0,41	2	0,8147	ebit_	2,722	2	0,25643	x	0,96	2	0,61884
capex_	0,901	2	0,63746	capex_	0,516	2	0,77249	ebit_	0,214	2	0,89853
		1				1				1	
ALL	7,166	4	0,92813	ALL	10,579	4	0,71876	ALL	32,369	4	0,00355

ITÁLIA				FRANÇA			
bonds	1,122	2	0,57075	bonds	0,086	2	0,95775
assets_	0,565	2	0,754	assets_	4,932	2	0,08492
capex_	10,049	2	0,00657	capex_	1,578	2	0,45419
incbeftax	1,658	2	0,43651	incbeftax	0,563	2	0,7546
rev_	16,356	2	0,00028	rev_	0,142	2	0,93138
ebit_	9,359	2	0,00928	ebit_	1,786	2	0,40942
roe_	0,063	2	0,96912	roe	4,344	2	0,11394
		1				1	
ALL	39,171	4	0,00034	ALL	13,433	4	0,49279