



Conservadorismo no Cenário Pandêmico

FELIPE ANDERSON SMITH DE MEDEIROS

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

MARIANA JOYCE DOS SANTOS NASCIMENTO

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

ALESSANDRO HENRIQUE DE ARAÚJO JANUÁRIO

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

CLAYTON LEVY LIMA DE MELO

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

ANAILSON MÁRCIO GOMES

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

Resumo

Este estudo tem por objetivo investigar o efeito da pandemia de COVID-19 no conservadorismo condicional das empresas. O período de análise compreende a janela temporal de 2010 a 2021, e os dados analisados são trimestrais, obtidos por meio da plataforma *Thomson Reuters Eikon®*. A amostra é composta por 164 empresas com ações negociadas na B3. Dessa amostra foram excluídas, apenas, as empresas do setor financeiro por se tratar de uma atividade com características próprias e que não seriam de interesse do presente estudo e, também, as empresas com dados faltantes. No total, 47 trimestres são analisados, em que 40 deles concernem ao período não pandêmico (2010T1-2019T4) e sete deles remetem ao período pandêmico (2020T1-2021T3). O modelo utilizado para a mensuração do conservadorismo trata-se daquele já consolidado por Basu (1997) na literatura e que fora modificado por Banker *et al.* (2016), com o intuito de incorporar à assimetria de custos ao modelo anteriormente mencionado. Os resultados sugerem que de 2010 a 2019 as entidades incorporaram com maior celeridade os retornos negativos (más notícias) em detrimento dos retornos positivos (boas notícias), ou seja, foram mais conservadoras. Todavia, fica evidenciado que a assimetria de custos não apresenta a relação esperada. Por sua vez, de 2020 a 2021 não há evidências que indiquem maior ou menor grau de conservadorismo ou de assimetria de custos das companhias analisadas, pois as variáveis incluídas no modelo não apresentam significância estatística, fato que contraria os achados internacionais em situações de crise financeira e nos períodos que antecedem tais crises.

Palavras-chave: Conservadorismo, Conservadorismo Condicional, COVID-19, Crises Financeiras.



São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

1 Introdução

No final de dezembro de 2019, após casos registrados na China, surgiram as primeiras confirmações do novo agente de coronavírus, SARS-CoV-2, causador da infecção respiratória COVID-19 (Brasil, 2020). Nesse momento inicial, não se previa o impacto de escala global que o vírus iria causar nos anos seguintes, tanto em termos sociais quanto econômicos. Contudo, mais tarde, descobriu-se a alta transmissibilidade da doença, na qual acabou tornando-se uma pandemia, impondo a prática do distanciamento social para redução da taxa de contágio (Silva *et al.*, 2021).

Concomitantemente, nesse mesmo ano entrou em vigor a nova estrutura conceitual, a qual foi revisada pelo IASB e, como uma de suas alterações, voltou a incorporar a prudência em seu conteúdo. A referida revisão incorporou a prudência como cautela a ser adotada pelo profissional contábil diferentemente do conceito adotado anteriormente, dessa forma, a neutralidade da informação gerada não é afetada, motivo pelo qual o conceito anterior de prudência foi removido do pronunciamento.

Essa alteração denota a importância da cautela como julgamento do profissional contábil na tomada de decisões em situações de incerteza, conforme o CPC 00. Por conseguinte, Basu (1997) ressalta que o conservadorismo contábil vem influenciando há mais de 500 anos a prática contábil e, conseqüentemente, o julgamento do profissional contábil.

Os estudos de Marques, Gonçalves e Klann (2017), Silva *et al.* (2018) e Silva *et al.* (2019) demonstram que o tema conservadorismo ainda desperta interesse no meio acadêmico. Além desses exemplos de trabalhos nacionais, pode-se destacar Banker *et al.* (2016), o qual se propôs a atualizar um dos modelos mais utilizados para mensuração do conservadorismo condicional, isto é, o modelo de Basu (1997).

Na teoria que fundamenta o tradicional modelo, o conservadorismo contábil é tido como a tendência dos contadores em exigirem um maior nível de verificação no reconhecimento de boas notícias em relação às más notícias (Silva *et al.*, 2018). Diante disso e do presente cenário pandêmico, surge o seguinte questionamento: *qual o efeito do contexto pandêmico causado pela COVID-19 no conservadorismo contábil das empresas com ações negociadas na B3?*

Dessa forma, o estudo tem por objetivo averiguar se há diferença no conservadorismo adotado nas informações evidenciadas pelas empresas durante a pandemia da COVID-19. Para atingir o objetivo proposto, foi utilizado o modelo de Banker *et al.* (2016), contando com dados coletados das empresas listadas na B3, no período de 2010 a 2021. Assim, a análise do conservadorismo se deu por meio de uma análise de regressão para dados em painel, utilizando o referido modelo em dois painéis, um composto pelas companhias em um período anterior a pandemia e outro pelas empresas no período durante a pandemia.

2 Referencial Teórico

2.1 Reflexos da Pandemia e suas conseqüências

De acordo com a Organização Mundial da Saúde (OMS), a COVID-19 é uma doença infecciosa causada pelo coronavírus (SARS-CoV-2). Teve a sua eclosão em dezembro de 2019 na cidade de Wuhan, China, em dezembro de 2019. No Brasil, o primeiro caso foi confirmado em fevereiro de 2020, no Estado de São Paulo. Devido à alta transmissibilidade da doença, que acabou resultando em uma pandemia, a prática do distanciamento social foi imposta em virtude da redução da taxa de contágio. Cerca de metade da população mundial - 4 bilhões de pessoas - foram submetidas à quarentena e mais de 1 milhão tiveram suas vidas ceifadas.

Não obstante os efeitos no sistema de saúde e os altíssimos números de mortos, de acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2020), os impactos na economia foram imediatos, e influenciaram diretamente as organizações (Câmara *et al.*, 2020). No cenário



São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

nacional, conforme o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), o país passou por uma crise econômica entre o período de 2014 a 2016 e crescimento entre 2017 e 2019, tendo pico de negócios no 4^o semestre do último ano (CODACE, 2017). Tal pico representou o fim do crescimento econômico e sinalizou a entrada de uma crise a partir de 2020 (CODACE, 2020). E, foi nesse cenário “obscuro”, de recessão, que a pandemia chegou ao Brasil.

Deste modo, as demonstrações contábeis devem ser elaboradas de maneira que sejam apresentados os reflexos e os prováveis efeitos da crise da COVID-19 nas entidades (Sobreira *et al.*, 2021). Evidencia-se que apenas as informações quantitativas podem não ser suficientes para os diversos investidores, principalmente em momentos de crise, devendo, assim, buscar explicar esses números e os possíveis riscos consequentes da pandemia. Os riscos de redução de receita, escassez de insumos, não pagamento dos compradores, redução da capacidade de quitar os compromissos, entre outras coisas, devem estar evidenciados nos relatórios financeiros a fim de aumentar o *disclosure* de informações, bem como auxiliar os gestores nas tomadas de decisões e melhorar as informações prestadas nos relatórios, diminuindo, assim, os problemas informacionais entre os agentes contratantes.

Diante disso, Souza e Silva (2020) buscaram verificar os efeitos da crise gerada pela pandemia da COVID-19 nos mercados de capitais internacionais. Para isso, utilizaram os índices mais representativos das bolsas de valores de 44 países, entre 02/01/2019 a 15/05/2020. Os resultados da pesquisa apontaram que no período que antecede a pandemia a eficiência dos mercados era reduzida pelo individualismo e aversão à incerteza, e aumentada pela inflação. Já na pós pandemia, a eficiência passou a ser aumentada pelo individualismo e reduzida pela indulgência. Tais resultados apontam evidências de que a pandemia afetou a correlação, retorno, volatilidade e eficiências dos mercados, indicando, assim, um comportamento adaptativo.

Coelho e Rodrigues (2021) verificaram se as informações fornecidas pelas entidades nesse período pandêmico estão sendo utilizadas nas avaliações dos usuários. Os resultados obtidos mostraram que nos três primeiros trimestres de 2020, período de maior impacto da COVID-19, as demonstrações contábeis foram úteis aos usuários das informações contábeis e refletiram nas respectivas tomadas de decisões por esses usuários, afetando positivamente o valor de mercado das organizações. Em contrapartida, ficou evidenciado que o Patrimônio Líquido (PL) das entidades possui *value relevance* negativo, ou seja, o PL foi utilizado para tomar decisões que afetaram negativamente o valor de mercado.

À vista disso, percebe-se que em períodos críticos e incertos, as organizações tornam-se mais vulneráveis. Dessa forma, Duarte *et al.* (2019) trazem que nesses períodos o conservadorismo contábil seria capaz de suavizar os efeitos da crise nos investimentos em bens de capital na empresa, uma vez que se inclina a antecipar as “notícias ruins”.

2.2 Conservadorismo

O conservadorismo contábil, de acordo com Basu (1997), é a tendência de os contadores atribuírem, nas demonstrações financeiras, a não antecipação de nenhum lucro, mas a antecipação de todas as perdas. Givoly e Hayn (2000) complementam afirmando que o conservadorismo envolve o exercício da cautela no reconhecimento e mensuração dos ativos e receitas da entidade, haja vista que induz assimetria na realização de incorporar eventos econômicos em lucros reportados.

Baal e Shivakumar (2005) dividem o conservadorismo em condicional e incondicional. Sendo, este último, relacionado à escolha do menor valor para os componentes do ativo e receitas e do maior para os do passivo e despesas, e é característico aos princípios e normas

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

contábeis. Já o condicional, depende de uma ação da gestão de reconhecer, previamente ou não, as perdas.

Para Ruch e Taylor (2015), é importante diferenciar o conservadorismo condicional do incondicional por três motivos: (i) os variados tipos de conservadorismo apresentam diferentes efeitos nas informações financeiras. A utilização do incondicional geralmente produz um impacto parcialmente consistente no lucro de período a período. Já a utilização do condicional faz com que aconteça uma maior transitoriedade quanto ao impacto no lucro em função das oscilações de mercado no decorrer do período decursivo das novidades econômicas; (ii) a aplicabilidade de um tipo de conservadorismo pode acabar afetando a aplicabilidade do outro, pois o incondicional cria uma “folga contábil” que pode adiantar a aplicabilidade do condicional; (iii) as circunstâncias que aumentam as formas de conservadorismo são diferentes. O condicional aumenta quando os custos de contrato e de litígios são altos, já o incondicional aumenta quando os custos de regulação, fiscal e litígios são altos.

À vista disso, a maior parte dos estudos sobre conservadorismo está voltada ao condicional, sendo o modelo de Basu (1997) o mais utilizado e reconhecido na literatura. Segundo Beaver e Ryan (2005), o motivo deve estar associado ao fato de que o condicional traz mais informações sobre eventos incertos.

Nesse contexto, mesmo que o modelo de Basu (1997) seja apontado como o mais utilizado para avaliar o nível de conservadorismo adotado pelas companhias, segundo Watts (2003), o mesmo ainda apresenta algumas lacunas, o que possibilitou o surgimento de novos modelos e extensões do modelo original de Basu, com o intuito de mensurar o conservadorismo, como os modelos de Dechow, Kothari e Watts (1998), Ball e Shivakumar (2005), Khan e Whats (2009) e, mais recentemente, o de Banker *et al.* (2016), o qual buscou atualizar o modelo de Basu (1997) com o intuito de neutralizar a assimetria de custos (Silva *et al.*, 2018).

2.3 Estudos recentes

Quanto ao nível de conservadorismo em tempos de crise econômica, Cerqueira e Pereira (2020) apontam que não há consenso na literatura se períodos de queda/retração econômica estão associados ao aumento ou diminuição do conservadorismo contábil.

O quadro abaixo demonstra estudos internacionais que versam sobre o conservadorismo em períodos de crise, evidenciando os diferentes achados, contextos e metodologias adotados pelos respectivos autores.

Tabela 1 – Estudos anteriores

Autores	Objetivo	Amostra	Metodologia	Resultados
Cerqueira e Pereira (2020)	Analisar em detalhes as práticas de conservadorismo contábil em 17 países, levando em conta fatores institucionais. Além disso, analisar o impacto da adoção das IFRS e mudanças econômicas no	A amostra compreendeu 17 países (Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Itália, Suécia, Suíça, Irlanda, República Checa, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha e	Os dados das companhias foram coletados por meio da base de dados Datastream e o conservadorismo contábil foi mensurado por meio do modelo de Basu (1997) e Ball e Shivakumar (2005).	Diminuição no conservadorismo nos períodos de pré e durante a crise e aumento no período pós crise.

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

	conservadorismo condicional.	Reino Unido) no período de 1998 a 2018.		
Sodan (2013)	Examinar o nível de conservadorismo antes e durante crises financeiras.	A amostra compreendeu 7 países do leste e centro europeu (Bulgária, Croácia, Polônia, Romênia, Rússia, Sérvia e Eslovênia) no período de 2002 a 2011.	Os dados das companhias foram coletados por meio da base de dados Worldscope e o conservadorismo foi mensurado pelo modelo de Basu (1997).	O nível de conservadorismo durante a crise financeira foi menor do que no período que o antecedeu.
Vichitsarawong (2010)	Examinar o nível de conservadorismo e pontualidade assimétrica dos ganhos, no período da crise de 1997 na Ásia (Hong Kong, Malásia, Singapura e Tailândia).	A amostra compreendeu as companhias listadas em Hong Kong, Malásia, Singapura e Tailândia. No período de 1995 a 2004.	Os dados das companhias foram coletados por meio da base de dados Global Vantage (Research insight) e o conservadorismo foi mensurado por uma extensão de Basu (1997).	Aumento do conservadorismo no período posterior à crise.
Jenkins <i>et al.</i> (2009)	Examinar o impacto dos ciclos econômicos relacionados ao conservadorismo.	A amostra compreendeu todas as companhias listadas na COMPUSTAT de 1980 a 2003.	Os dados das companhias foram coletados de fontes públicas e o conservadorismo foi mensurado por meio do modelo de Basu (1997).	O conservadorismo é maior no período de contração econômica do que no de expansão.
Gul <i>et al.</i> (2004)	Examinar o nível de conservadorismo no período que antecedeu a crise e durante o período de desaceleração econômica em Hong Kong.	A amostra compreendeu as companhias listadas em Hong Kong de 1990 a 1997.	Os dados das companhias foram coletados pela base de dados PACAP e o conservadorismo foi medido pelo modelo de Basu (1997).	Queda do conservadorismo contábil durante o período de retração financeira.

Fonte: Elaborado pelos autores (2021)

Enquanto Jenkins *et al.* (2009) discorrem que gestores e auditores tendem a reportar resultados mais conservadores em tempos de recessão econômica do que de expansão econômica, Vichitsarawong (2010) demonstra ao examinar a crise asiática de 1997 que o conservadorismo tende a ser menor durante o período de crise. Sodan (2013) e Gul *et al.* (2004) corroboram com o último autor mencionado ao investigarem o conservadorismo nos tempos de crise na Europa e Hong Kong, respectivamente, e observaram que o conservadorismo nos tempos de crise foi inferior se comparado ao período anterior.

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

No âmbito nacional, os trabalhos que visam detectar o efeito de crises econômicas no nível de conservadorismo adotado ainda são incipientes, pode-se destacar o trabalho de Duarte *et al.* (2019), o qual buscou identificar a influência do conservadorismo sobre o nível de investimento das companhias abertas em razão da crise econômica brasileira entre 2014 e 2017. Para atingir o objetivo, utilizaram o modelo de Basu (1997). Os resultados apontaram que, em tempos de crise, as empresas brasileiras tendem a antecipar as perdas futuras ao aumentar o nível de conservadorismo, e também reduzem significativamente seus investimentos.

3 Metodologia

3.1 Amostra e coleta de dados

A população deste estudo é composta pelas empresas listadas na B3. Quanto à amostra, as empresas do setor financeiro foram excluídas por possuírem estrutura patrimonial e operacional distintas das demais, o que poderia causar distorção na definição de algumas variáveis e enviesar os resultados. Além da exclusão das empresas do setor financeiro, também foram excluídas as que não dispuseram dos dados necessários para os cálculos das variáveis, resultando em um quantitativo final de 164 empresas, conforme evidenciado na Tabela 2.

Tabela 2 – Composição da amostra

Total de empresas listadas na B3	488
(-) Empresas do setor financeiro	(74)
(-) Empresas com dados insuficientes	(250)
(=) Empresas que compõem a amostra	164

Fonte: dados da pesquisa (2022).

Os dados são trimestrais e foram obtidos por meio da plataforma *Thomson Reuters Eikon*®, ademais, o período de análise compreende a janela temporal 2010-2021. No total, 47 trimestres são analisados, em que 40 deles concernem ao período não pandêmico (2010T1-2019T4) e sete deles remetem ao período pandêmico (2020T1-2021T3).

Devido à característica do conjunto de dados coletado, o método de análise utilizado é a regressão em painel. Em virtude da ausência de dados por parte de determinadas empresas, o painel em questão é desbalanceado. Conforme Cameron e Trivedi (2005), a análise de dados em painel tem como maior vantagem o aumento da precisão da estimação dos parâmetros. Para Baltagi (2008), Greene (2012) e Hsiao (2014), os dados em painel ainda fornecem outras vantagens, como a observação de relações dinâmicas entre os indivíduos, menor colinearidade e controle do impacto de variáveis omitidas e da heterogeneidade.

3.2 Especificação do modelo econométrico

Neste estudo, o conservadorismo condicional é mensurado por meio do modelo de Basu (1997), modificado por Banker *et al.* (2016). O modelo tradicional de Basu (1997) é dado por:

$$LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} * R_{i,t}$$

Em que:

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

$LPA_{i,t}$ = Resultado contábil do exercício (Lucro/prejuízo) por ação;

$P_{i,t-1}$ = Preço médio da ação da companhia no período t-1;

$R_{i,t}$ = Retorno logaritmizado da ação da companhia;

$D_{i,t}$ = *Dummy* que assume 1 quando o retorno da ação é negativo e 0 caso positivo;

$D_{i,t} * R_{i,t}$ = Variável de interação que expressa a diferença entre o impacto dos retornos negativos e positivos.

Por sua vez, o modelo de Banker *et al.* (2016) segue abaixo:

$$\frac{LPA_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} * R_{i,t} + \beta_4 DS_{i,t} + \beta_5 \Delta S_{i,t} / P_{i,t-1} + \beta_6 DS_{i,t} * \Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$$

A modificação do modelo original de Basu (1997) no trabalho de Banker *et al.* (2016), conforme destacado por Silva *et al.* (2019), buscou reformular o modelo para neutralizar a assimetria de custos, assim:

$DS_{i,t}$ = *Dummy* que assume 1 se há queda de vendas no período de t-1 a t e caso contrário 0;

$\Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$ = Alteração/variação das vendas no período t-1 a t dividida pelo preço das ações no início do ano fiscal;

$DS_{i,t} * \Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$ = Variável de interação que expressa o nível de assimetria de custos, caso o coeficiente seja positivo.

Conforme supracitado a base de dados utilizada para coletar os dados foi a Thomson Reuters Eikon®. Quanto ao tratamento e análise do melhor ajustamento do modelo existem três formas de torná-lo mais funcional, são elas: o Modelo *Pooled*, o *Fixed-Effects Model* (Modelo de Efeitos Fixos) e o *Random Effects Model* (Modelo de Efeitos Aleatórios).

A escolha do modelo que apresente melhor ajustamento e, por conseguinte, deve ser utilizado para análise dos dados deve ser realizada com base nos seguintes testes: Teste de *Chow*, o qual confronta as formas *Pooled* (Regressão *Pooled*) e o Modelo de Efeitos Fixos; Teste de *Breusch-Pagan*, o qual compara os modelos de regressão *Pooled* e Efeitos Aleatórios e, por último, o teste de *Hausman* que aufero o modelo que melhor se adequa aos dados imputados entre o Modelo de Efeitos Aleatórios e o Modelo de Efeitos Fixos.

Além disso, a transformação do modelo original de Basu (1997) aponta o retorno logaritmizado da ação como transformação da variável bruta em questão, no entanto, optou-se pela utilização da raiz cúbica da variável como transformação que possui objetivo similar a logaritmização, mesmo que de forma menos efetiva.

4 Resultados

4.1 Análise Econométrica

4.1.1 Período Pré-Pandêmico

Anteriormente à análise dos modelos econométricos, foi realizada a winsorização nas variáveis imputadas no modelo, objetivando o tratamento dos outliers. Essa é uma prática

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

comum nos estudos em contabilidade, anteriormente a estimação do modelo de regressão para atenuar o impacto dos valores extremos nos estimadores (LEONE *et al.*, 2013).

Nesse sentido, prosseguiu-se realizando os testes para escolher se o modelo a ser utilizado para analisar os dados deve ser o *Pooled*, o estimado para efeitos aleatórios ou o estimado para efeitos fixos.

O primeiro teste foi o de Breusch e Pagan para identificar se existem efeitos em painel aleatório que podem ser identificados ou se entre o Modelo *Pooled* e painel de efeitos aleatórios, seria preferível o primeiro em detrimento do segundo. O *p-value* de 0,0000 indica que deve-se rejeitar a hipótese nula de que não existiriam efeitos em painel, sendo assim, o modelo de Painel para efeitos aleatórios se mostrou mais apropriado que o *Pooled* para análise dos dados.

Em sequência, o teste de *Hausman* foi consultado para verificar dentre os modelos de painel para efeitos fixos ou painel para efeitos aleatórios, qual deve ser escolhido para estimação das variáveis e análise das relações encontradas. O *p-value* de 0,0571 no teste de *Hausman* indica a não rejeição da hipótese nula, de que a diferença nos coeficientes seria não sistemática, portanto, pode-se assumir que o modelo para efeitos aleatórios é preferível ao com efeitos fixos.

Dessa forma, o quadro 2 apresenta o modelo que possui os parâmetros não viesados, com as variáveis Winsorizadas a 1% e a 99% para efeitos aleatórios.

Quadro 2 – Resultados da estimação do modelo pré-pandemia

Variáveis	Coefic.	Coefic.	Sig.
		Modelo de Banker <i>et al</i> (2016)	
$R_{i,t}$	β_1	-2.29e-06	0.073*
$D_{i,t}$	β_2	5.65e-07	0.559
$D_{i,t} * R_{i,t}$	β_3	7.22e-06	0.001***
$DS_{i,t}$	β_4	8.11e-07	0.034**
$\Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$	β_5	2.15e-07	0.000***
$DS_{i,t} * \Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$	β_6	-1.18e-06	0.000***
R ²		0,2118	
Prob > f		0,0000	
Observações		6,423	

Fonte: Dados da pesquisa (2022).

*** Estatisticamente significativa a 1%.

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

** Estatisticamente significativa a 5%.

* Estatisticamente significativa a 10%.

Com base no Quadro 2, pode-se inferir que as variáveis independentes presentes no modelo explicam o lucro por ação, haja vista a significância estatística de praticamente todas elas, com exceção de $D_{i,t}$. Ademais, a significância a 1%, atribuída a todas as variáveis mencionadas, reforça a confiança nos resultados obtidos a partir da estimação da regressão. Todavia, o poder de explicação mensurado por meio do R^2 foi de 0,2118 o que pode ser considerado baixo, no entanto, em consonância com Silva *et al.* (2019), a dificuldade de mensuração do conservadorismo por meio de um modelo econométrico, justifica esse baixo poder de explicação.

A variável $D_{i,t} * R_{i,t}$, exprime que no período de 2010 a 2021 as empresas incorporaram mais rapidamente os retornos negativos (más notícias) em detrimento dos retornos positivos (boas notícias), ou seja, foram mais conservadoras. O conservadorismo implicaria em um coeficiente positivo, haja vista que o retorno negativo ou a má notícia seria refletida no lucro em maior medida que o retorno positivo ou a boa notícia. Nesse sentido, a partir dos dados, observa-se que a cada unidade de retorno negativo tem-se um baixo lucro de $7.22e-06$.

No que tange às variáveis de assimetria de custos, pode-se inferir que a *dummy* $DS_{i,t}$, indica que a queda unitária de vendas impacta em um baixo lucro de $8.11e-07$. Já a variável de interação $DS_{i,t} * \Delta S_{i,t}$ sugere que embora o conservadorismo contábil exerça influência sobre o lucro da forma esperada, a assimetria de custos não o faz.

A presença da assimetria de custos exprime que o aumento dos custos em períodos de alta nas vendas, difere da diminuição dos mesmos nos períodos de baixas nas vendas. Isso não pode ser observado pelo coeficiente negativo $-1.18e-06$, o qual indica que em períodos de baixa nas vendas, tem-se um pequeno acréscimo de prejuízo do período e, de acordo com Silva (2019), o nível de assimetria de custos das companhias pode ser verificado caso tenha-se um coeficiente positivo.

4.1.2 Período Pandêmico

As variáveis imputadas no modelo econométrico foram winsorizadas e os mesmos testes realizados anteriormente, também, foram realizados para verificar o modelo (*Pooled*, Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios) que melhor se adequa aos dados em questão.

O teste de Breusch e Pagan foi realizado para averiguar a presença de efeito em painel aleatório ou não e, de forma semelhante, como o período não pandêmico obteve-se um *p-value* de 0,0000 que atestou a existência dos efeitos em painel.

Em seguida, o teste de *Hausman* apontou o painel com Efeitos Fixos preferível ao com Efeitos Aleatórios, por meio do *p-value* igual a 0,0000. Esse resultado divergiu do primeiro painel analisado que atestou o painel com Efeitos Fixos como mais adequado para ser utilizado.

Assim, se fez necessário a análise de outro teste que deve ser feito para painéis com efeitos fixos, o teste de heterocedasticidade. O referido teste visa a verificação quanto a variância constante dos erros (homocedasticidade) ou não (heterocedasticidade), como o resultado encontrado indicou a presença de heterocedasticidade, de forma a atenuar essa quebra de pressuposto, optou-se pela utilização do *robust* acrescentando, assim, estimadores mais robustos ao modelo.

Nesse sentido, o quadro 3 apresenta o modelo que possui os resultados do modelo com os melhores estimadores dos dados utilizados, com as variáveis Winsorizadas a 1% e a 99% para efeitos fixos e que conta com os estimadores robustos.

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

Tabela 3 – Resultados da estimação do modelo na pandemia

Variáveis	Coefic.	Coefic.	Sig.
		Modelo de Banker <i>et al</i> (2016)	
$R_{i,t}$	β_1	5.01e-07	0.702
$D_{i,t}$	β_2	7.06e-07	0.351
$D_{i,t} * R_{i,t}$	β_3	6.13e-07	0.759
$DS_{i,t}$	β_4	6.70e-07	0.122
$\Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$	β_5	4.03e-08	0.870
$DS_{i,t} * \Delta S_{i,t} / P_{i,t-1}$	β_6	-8.56e-07	0.319
R ²		0,1916	
Prob > f		0,5386	
Observações		1,108	

Fonte: Dados da pesquisa (2022).

*** Estatisticamente significativa a 1%.

** Estatisticamente significativa a 5%.

* Estatisticamente significativa a 10%.

Com base no exposto acima, infere-se que as variáveis explicativas incluídas no modelo não explicam com significância estatística a variável dependente. O modelo em questão não pode ser considerado adequado para descrever o evento ao qual se propõe, em oposição ao esperado.

Assim, os achados divergem dos estudos anteriormente realizados no contexto internacional, de que o conservadorismo condicional auferido por meio do modelo de Basu (1997), apresentaria diferenças em situações de crises e períodos em que não haveria crises financeiras (Cerqueira & Pereira, 2020; Sodan, 2013; Vichitsarawong, 2010; Jenkins *et al*, 2009; Gul *et al*, 2004).

5 Considerações Finais

Levando em consideração que não existe um consenso na literatura internacional quanto ao grau de conservadorismo adotado pelas companhias em tempos de pré, durante e pós crises, o presente estudo objetivou averiguar se há diferença no conservadorismo adotado pelas empresas antes e durante a pandemia da COVID-19.



São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

Os resultados evidenciaram a estimação do conservadorismo contábil adotado pelas empresas brasileiras listadas na B3, no período de 2010 a 2021, de acordo com o modelo de Banker *et al.* (2016). A análise do conservadorismo se deu por meio de uma análise de regressão para dados em dois painéis, um composto pelas companhias em um período anterior a pandemia e outro pelas empresas no período durante a pandemia.

Para o modelo não pandêmico, observou-se, na atual pesquisa, de acordo com o reportado por Banker *et al.* (2016), que no período de 2010 a 2019, as entidades incorporaram mais rapidamente os retornos negativos (más notícias) em detrimento dos retornos positivos (boas notícias). Quanto aos erros de estimação de conservadorismo no modelo original de Basu (1997), ocasionadas por assimetria de custos, ficou evidenciado que apenas o conservadorismo contábil exerce influência sobre o lucro.

No modelo pandêmico, os achados não permitem que sejam realizadas inferências quanto a um maior grau ou não de conservadorismo nesse período, haja vista que as variáveis imputadas no modelo não se apresentaram estatisticamente significantes, o que contraria os achados internacionais em situações de crise financeira nos períodos pré, durante e pós crise. Assim, pode-se supor que a natureza dessa crise por se tratar de uma situação peculiar e de escala global apresenta diversas variáveis significativas e que não constam no modelo de Banker *et al.* (2016), para que fosse possível estabelecer uma relação causal com o conservadorismo condicional adotado no período.

Contudo, é importante salientar que o conservadorismo contábil pode ser decorrente de inúmeros fatores, tais como normas contábeis, cultura organizacional da entidade, remuneração de gestores, fatores fiscais, entre outros. Assim, os resultados desta pesquisa precisam ser vistos com moderação, haja vista que não objetivou esgotar as discussões sobre o tema, o qual é complexo e merece correntes reflexões.

Ademais, como contribuição ao estudo e os resultados obtidos, faz-se necessário trazer a orientação da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), Ofício n.º 02/2020, sobre os efeitos da COVID-19 nas demonstrações financeiras, no qual versaram sobre as companhias abertas, que devem divulgar projeções e estimativas de impacto referentes aos riscos da pandemia na elaboração de seus formulários de referência, caso entendam como necessário, de forma a garantir que as informações repassadas reflitam a realidade econômica e financeira da entidade (CVM, 2020).

Por fim, apresentam-se, ainda, como sugestões para futuras pesquisas, a averiguação no período após a pandemia para verificar se o grau de conservadorismo adotado pelas companhias se altera, em virtude do otimismo que pode se seguir com o momento pós-pandemia, também, pode-se indicar a utilização dos outros modelos de mensuração de conservadorismo como o modelo de Khan e Watts (2009) para verificar tanto o poder de explicação em tempos pré, durante e pós-pandemia, quanto uma análise comparativa com os presentes achados quanto ao grau de conservadorismo.

Referências

- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of accounting and economics*, 39(1), 83-128.
- Banker, R. D., Basu, S., Byzalov, D., & Chen, J. Y. (2016). The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates. *Journal of Accounting and Economics*, 61(1), 203-220.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings¹. *Journal of accounting and economics*, 24(1), 3-37.

São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

- Beaver, W. H., & Ryan, S. G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Review of accounting studies*, 10(2), 269-309.
- Brasil. (2020). *Painel Coronavírus (COVID - 19)*. MINISTÉRIO DA SAÚDE. Recuperado em 05 Março, 2022, de <https://covid.saude.gov.br/>.
- Câmara, S. F., Pinto, F. R., Silva, F. R. D., & Gerhard, F. (2020). Vulnerabilidade socioeconômica à COVID-19 em municípios do Ceará. *Revista de Administração Pública*, 54, 1037-1051.
- Cerqueira, A., & Pereira, C. (2020). The effect of economic conditions on accounting conservatism under IFRS in Europe. *Review of Economic Perspectives*, 20(2), 137-169.
- Coelho, L. C. D. S., & Rodrigues, J. M. (2021). *Qualidade da Informação Contábil: Uma Investigação Quanto ao Value Relevance das Empresas Brasileiras em Tempos de Covid-19*. [Sessão de apresentações] XX Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, São Paulo. Recuperado em 07 Fevereiro, 2022, de <https://congressosp.fipecafi.org/anais/21UspInternational/ArtigosDownload/3241.pdf>
- Comissão de Valores Mobiliários. (2020) *Ofício-Circular CVM/SNC/SEP 02/20*. Efeitos do Corona vírus nas Demonstrações Financeiras. Rio de Janeiro.
- Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. (2017). *Comunicado de 30 de outubro de 2017*. Recuperado em 07 Março, 2022, de https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-03/comite-de-data_o-de-ciclos-econ_micos-comunicado-de-30_10_2017-_1_.pdf.
- Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. 2020. *Comunicado 29 de junho de 2020*. Recuperado em 07 Março, 2022, de https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29_06_2020-1.pdf.
- Duarte, J. M. S., de Almeida Lima, L. V., Paulo, E., & Mota, R. H. G. (2019). Efeitos do conservadorismo condicional decorrente da crise econômica sobre o investimento das companhias abertas brasileiras. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 18, 1-14.
- Givoly, D., & Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?. *Journal of accounting and economics*, 29(3), 287-320.
- Gul, F. A., Srinidhi, B., & Shieh, T. (2002). The Asian financial crisis, accounting conservatism and audit fees: Evidence from Hong Kong. *Accounting Conservatism and Audit Fees: Evidence from Hong Kong (Undated)*.
- Jenkins, D. S., Kane, G. D., & Velury, U. (2009). Earnings conservatism and value relevance across the business cycle. *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(9-10), 1041-1058.
- Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of accounting and Economics*, 48(2-3), 132-150.
- Leone, A. J., Minutti-Meza, M., & Wasley, C. E. (2019). Influential observations and inference in accounting research. *The Accounting Review*, 94(6), 337-364.
- Marques, L., Gonçalves, M., & Klann, R. C. (2017). Conservadorismo Contábil: Uma Comparação Entre Setores. *Revista Contabilidade e Controladoria*, 9(3).
- Ruch, G. W., & Taylor, G. (2015). Accounting conservatism: A review of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 34, 17-38.
- Silva, A. D., Ganz, A. S., Rohenkohl, L. B., & Klann, R. C. (2019). Conservadorismo contábil em empresas complexas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 30, 42-57.
- Silva, A., Heinzen, C., Carlos Klann, R., & Lemes, S. (2018). Relação entre o conservadorismo contábil e a relevância das informações. *Advances in Scientific & Applied Accounting*, 11(3).



São Paulo 27 a 29 de julho 2022.

- Silva, F. C. D., Zamprogna, K. M., Souza, S. S. D., Silva, D. H., & Sell, D. (2021). Isolamento social e a velocidade de casos de covid-19: medida de prevenção da transmissão. *Revista Gaúcha de Enfermagem*, 42.
- Sobreira, K. R., Da Silva, A. M., Garcia, E. A. D. R., & Teodósio, I. R. M. (2021). Reflexos da Pandemia do Coronavírus para a Contabilidade à Luz da Teoria Contratual da Firma. [Sessão de apresentações] XX Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, São Paulo. Recuperado em 07, março, 2022 de <https://congressosp.fipecafi.org/anais/21UspInternational/ArtigosDownload/3382.pdf>
- Sodan, S., Barac, Z. A., & Vuko, T. (2013). Lessons From Financial Crisis: Has Accounting in Central and Eastern Europe Become More Conservative?. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 26(sup1), 399-414.
- Souza, P.V.S.; Silva, C.A.T. Efeitos da Pandemia da COVID-19 nos Mercados de Capitais Internacionais. (2021). [Sessão de apresentações] XX Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 21., 2021, São Paulo. Recuperado em 07, março, 2022 de <https://congressosp.fipecafi.org/anais/20UspInternational/ArtigosDownload/2863.pdf>
- Vichitsarawong, T., Eng, L. L., & Mee, G. K. (2010). The impact of the Asian financial crisis on conservatism and timeliness of earnings: Evidence from Hong Kong, Malaysia, Singapore, and Thailand. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 21(1), 32-61.