

FUCAPE FUNDAÇÃO DE PESQUISA E ENSINO

MÔNICA DE SOUZA LIMA

**RELEVÂNCIA DO LUCRO E O CONSERVADORISMO EM PERÍODO
DE CRISE: caso Brasil**

**VITÓRIA
2019**

MÔNICA DE SOUZA LIMA

**RELEVÂNCIA DO LUCRO E O CONSERVADORISMO EM PERÍODO
DE CRISE: caso Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis – Nível Profissionalizante.

Orientador: Dr. Danilo Soares Monte-Mor

**VITÓRIA
2019**

MÔNICA DE SOUZA LIMA

**RELEVÂNCIA DO LUCRO E O CONSERVADORISMO EM PERÍODO
DE CRISE: caso Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Ciências Contábeis da Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino, como requisito para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Aprovada em 16 de maio de 2019.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr.: DANILO MONTE-MOR
Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino

Prof. Dr.: TALLES VIANNA BRUGNI
Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino

Prof^a. Dra.: SILVANIA NERIS NOSSA
Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino

A Deus, por ser essencial em minha vida. Ao meu esposo Germano, e ao meu filho Pedro Henrique, que nos dias de minha ausência, foram compreensivos e apoiaram-me em todas as minhas decisões.

“A persistência é o caminho do êxito”.

(Charles Chaplin)

AGRADECIMENTOS

A Deus, que me deu força e saúde para enfrentar os obstáculos dessa difícil jornada, enfrentando muitos quilômetros de Palmas à Brasília.

Ao meu esposo, Germano, que nesse processo de amadurecimento e desenvolvimento pessoal, se mostrou sempre disposto a me ajudar, esteve sempre presente, apoiando, estimulando e financiando todo o processo. Ao meu filho amado que tão pequeno teve que vivenciar minha ausência. Foram muitas lágrimas, minhas e dele, mas meu príncipe foi e sempre será minha inspiração. Aos meus pais, Eliana e Valdomiro, que sempre acreditaram nos meus esforços.

As minhas amigas, Eliane e Patrícia que não desistiram da nossa amizade, mesmo com minhas ausências. Gratidão por nossas festinhas e reuniões. A minha amiga Cléia que tanto ouviu lamentações e desesperos que o mestrado me proporcionou. Minhas amigas Paula e Stelamar que me ajudou nas correções do meu trabalho. Minhas amigas, Patrícia Castro, Alice, Nancy, Ana Lima e Samuele, amigas do mestrado, minha gratidão por toda ajuda. Minhas queridas amigas, a gratidão por serem tão formidáveis em minha vida.

Agradeço a minha professora Dra. Silvânia Neres Nossa e Dr. Danilo Monte-Mor, por toda sua troca de experiência. A todos os professores que contribuíram com suas aulas de alta qualidade.

“Que os vossos esforços desafiem as impossibilidades, lembrai-vos de que as grandes coisas do homem foram conquistadas do que parecia impossível.”

(Charles Chaplin)

RESUMO

O presente estudo trata da relevância dos lucros, do conservadorismo contábil e das consequências das crises financeiras entre 1995 a 2017. Teve como objetivo medir a presença de conservadorismo em períodos de crise financeira, sob os conceitos de Basu (1997), no mercado brasileiro nos períodos com e sem crise, avaliando empresas brasileiras listadas na B3 entre os anos de 1995 a 2017, e se o nível de conservadorismo influencia positivamente a relevância do lucro em períodos de crise. A pesquisa caracteriza-se como uma pesquisa descritiva e aponta que, as evidências encontradas a partir da metodologia proposta, não exibiram resultados suficientes capazes de serem conclusivos em relação à relevância do lucro e à presença do conservadorismo em períodos de crise macroeconômicas.

Palavras-chave: Relevância do lucro; Conservadorismo; Lucros; Crise.

ABSTRACT

The present study deals with the relevance of profits, accounting conservatism and the consequences of financial crises between 1995 and 2017. It aimed to measure the presence of conservatism in periods of financial crisis, under the concepts of Basu (1997), in the Brazilian market in periods with and without crisis, evaluating Brazilian companies listed in B3 between 1995 and 2017, and whether the level of conservatism positively influences the relevance of profit in periods of crisis. research is characterized as a descriptive research and points out that the evidence found from the proposed methodology did not show enough results capable of being conclusive in relation to the relevance of profit and the presence of conservatism in periods of macroeconomic crisis.

Keywords: Profit relevance; Conservatism; Profits; Crisis.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1	9
1 INTRODUÇÃO	9
CAPÍTULO 2	13
2. REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1 RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL	13
2.2 RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL NA CRISE	15
2.3 A RELAÇÃO ENTRE CONSERVADORISMO E VALUE RELEVANCE NA CRISE.....	17
2.4 CRISES MACROECONÔMICAS NO CENÁRIO BRASILEIRO DESDE 1995 A 2017.....	19
CAPÍTULO 3	22
3. METODOLOGIA	22
3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA.....	22
3.2 MODELO DE BASU (1997)	23
3.3 MODELO ECONOMETRICO EMPIRICO	24
CAPÍTULO 4	28
4. ANÁLISE DE RESULTADOS	28
4.1 ANÁLISE DESCRITIVA E TESTE DE MÉDIA	28
4.2 ANÁLISE REGRESSÃO	33
CAPÍTULO 5	37
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS E SUGESTÕES	37
REFERÊNCIAS	39

Capítulo 1

1 INTRODUÇÃO

A relevância do lucro em período de crise tem sido objeto de pesquisas cada vez mais constantes. Davis-Friday e Gordon (2005), por exemplo, observaram que, em períodos de crise macroeconômica, a relevância do lucro apresentou comportamento de queda, assim como diminuição da valorização e poder explicativo dos lucros diminuem durante o período de crise. Na mesma linha de correlação, analisando o mercado brasileiro, Costa, Reis e Teixeira (2012) analisaram que a crise econômica afeta positivamente a relevância do patrimônio líquido apresentando resultados negativos.

Diante do exposto sobre a relevância do lucro contábil em períodos de crises financeiras, Francis, Hasan e Wu (2013), realizaram pesquisas para verificar o nível de conservadorismo dos lucros na crise financeira dos Estados Unidos e constataram que existem uma semelhança significativa e positiva entre o conservadorismo utilizado pelas empresas, o lucro e o desempenho das ações no ínterim das crises financeiras. Ou seja, empresas com comportamentos mais conservadores na divulgação dos lucros apresentaram desempenho mais valorizados nas análises dos investidores.

O estudo de Lara, Osma e Penalva (2014), sobre o conservadorismo na contabilidade, evidenciou que o aumento de conservadorismo nas empresas aprimora os resultados das firmas. Os autores observaram amostras de empresas dos Estados Unidos entre o período de 1997 a 2007 e encontraram evidências de que o conservadorismo de fato é útil, não só para detentores de dívida, mas também para detentores de capital próprio. Os resultados mostraram que o aumento do

conservadorismo de nível empresarial leva a uma redução nas assimetrias de informação, mostrando uma redução subsequente na volatilidade dos retornos das ações.

Ainda acerca do conservadorismo contábil, Ball e Shivakumar (2005) avaliaram o reflexo dos lucros por ação, de boas e más notícias, e a velocidade do reconhecimento contábil dessas notícias, e constataram que o reconhecimento das boas notícias é menos apropriado contabilmente do que o das más notícias. Em contrapartida, Ball e Shivakumar (2005), destacaram que os ganhos agregados às boas notícias tendem a ser mais estáveis do que as perdas ocasionadas pelas más notícias, ou seja, as alterações dos resultados negativos são mais evidenciáveis e proporcionam uma reversão no próximo período do que os resultados positivos.

Segundo Basu (1997), as más notícias são refletidas no resultado das empresas de forma mais rápida do que as boas notícias, que pelo conservadorismo têm antecipadas as perdas de forma mais rápida que os ganhos. Também de acordo com Basu (1997), a maior persistência dos reflexos dos ganhos no resultado das empresas justifica-se pelo fato que as boas notícias estão refletidas parcialmente no resultado atual, permanecendo um impacto nos lucros em períodos futuros; logo, espera-se que o conservadorismo aumente a relevância do lucro em período de crises financeiras/econômicas.

O estudo de Guimarães, Lima e Freitas (2011), buscou analisar empresas brasileiras listadas na bolsa de companhias não financeiras de capital aberto no primeiro trimestre de 2005 até o terceiro trimestre de 2009, e concluíram que os resultados apontaram que a qualidade da informação contábeis aponta que conservadorismo é um de seus indicadores mais significativos nas empresas, tendo como percussor na tomada de decisão.

Sampaio, Coelho e Holanda (2015), também analisaram empresas brasileiras e observaram que a manifestação das crises macroeconômicas pode representar para as organizações uma indicação de perdas futuras, de tal modo que os gestores necessitem adotar decisões mais conservadoras, antecipando o reconhecimento das perdas pelas más notícias mais rápido do que os ganhos. Uma vez sinalizados por boas notícias, compreendem que os gestores utilizam tal tática como forma de assegurar e proteger os acionistas, pois ao aumentar o lucro logo há uma redução imediata nos dividendos, tornando o lucro mais relevante nos períodos de crise, devido ao conservadorismo adotado pelas empresas. Diante do exposto, o problema dessa pesquisa é: **A relevância do lucro contábil, em períodos de crises macroeconômicas, depende do nível de conservadorismo?**

Portanto, esse estudo justifica-se pois a relevância dos lucros e o nível de conservadorismo são influenciados por fatores econômicos, com o surgimento da crise financeira, que impacta diretamente aos usuários das informações contábeis, como investidores ou credores.

Nesta pesquisa espera-se que o nível de conservadorismo aumente a relevância do lucro nos períodos de crise macroeconômica mais do que em períodos sem crise. Como resultado, este estudo traz evidências empíricas, uma vez que o Brasil passou por momentos de recessão financeira, bem como por período de estabilidade, sendo oportuno, desta forma, mensurar a relevância do lucro e o nível de conservadorismo em empresas brasileiras.

Para a verificação empírica, foram analisados os dados de 1995 a 2017 de 251 empresas brasileiras listadas na Bolsa de Valores do Brasil, Bolsa Balcão (B3), bem como as constantes na Economatica. Com intenção de responder o problema

de pesquisa, utilizou-se o modelo desenvolvido por Basu (1997), o qual mensura o conservadorismo contábil das empresas.

Intenta-se, portanto, que este estudo possa contribuir na identificação das similaridades dos resultados publicados pelos órgãos competentes das Companhias Brasileiras listadas na bolsa, os choques que as informações geram no mercado e os impactos provocados pela crise, analisando, também, a relevância do lucro e o conservadorismo contábil nas empresas. Sendo assim, a contribuição deste estudo é colaborar com acervo acadêmico dos estudos que observam o mercado, a relevância do lucro e o conservadorismo contábil no mercado brasileiro baseando-se em informações evidenciadas nos balanços das empresas.

No entanto, as evidências encontradas, a partir da metodologia proposta, não exibiram resultados suficientes capazes de serem conclusivos em relação à relevância do lucro e à presença do conservadorismo em períodos de crise macroeconômicas.

Esta pesquisa está dividida em cinco partes. Na primeira aborda a introdução, com a situação problema, justificativa e contribuição da pesquisa. Após isto, apresenta o referencial teórico que condiciona sustentação à pesquisa. Em seguida a metodologia da pesquisa é evidenciada na terceira parte do trabalho. Na quarta parte são apresentadas as análises e resultados e na quinta parte, por fim, as considerações finais, contribuições, limitações e sugestões para trabalhos futuros.

Capítulo 2

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

Os estudos sobre relevância da informação contábil são considerados representativos, uma vez que refletem nas decisões a serem tomadas pelos investidores e na avaliação do patrimônio das empresas. Dessa forma a pesquisa de relevância pode afeiçoar-se na relação com o conservadorismo, e pode ser usada para estudar as implicações deste para outras correlações; entre valores contábeis e patrimônio líquido, por exemplo; visto que a relevância da informação é uma base para estabelecer algumas práticas percebidas pelos investidores em ações consideradas conservadoras (Barth, Beaver e Landsman, 2001).

Nessa linha de argumentação Watts e Zimmerman (1986), analisaram em seu estudo que as características da informação contábil podem ter uma variabilidade entre as empresas. Os autores levam em consideração que cada fator pode influenciar nas informações das empresas destacando que é oportuno que algumas peculiaridades sejam devidamente observadas para facilitar as tomadas de decisões para os gestores. Nesse sentido, essa ideia corrobora com o entendimento dos autores Lopes e Martins (2005), que entendem que a informação contábil necessita ser refletida na situação econômica e ocasionar-se na realidade dos seus usuários.

Onica (2012), traz também um estudo proeminente sobre esse aspecto. O autor observou o valor da relevância da informação contábil na elaboração de variáveis de desempenho nas empresas, analisando a capacidade da contabilidade em gerar informações e reportá-las de forma fidedigna, criando condições para o processo decisório. O estudo demonstra que o papel da contabilidade é

indispensável em assegurar a relevância e comparabilidade da informação contábil nas organizações.

Pervan e Bartulović (2014), analisaram a relevância da informação contábil de 97 corporações listadas em mercados de capitais como a Bolsa de Valores de Liubliana, Bolsa de Valores de Zagreb, Bolsa de Valores de Sarajevo, Banja Bolsa de Valores de Luka e Bolsa de Valores de Belgrado, no período de 2005 e 2010. Os resultados da pesquisa mostraram que a informação contábil é relevante para todos os mercados observados e que não houve aumento no poder explicativo das variáveis contábeis, porém indicaram decréscimos e oscilações na relevância do valor para o período observado.

No Brasil, Costa, Reis e Teixeira (2012), analisaram empresas brasileiras e encontraram evidências de que a relevância da informação contábil tende a sofrer impacto tanto em relação ao patrimônio líquido quanto em relação ao resultado. Como resultado, o estudo apresentou que a crise afeta a relevância do patrimônio líquido e do lucro líquido das empresas estudadas. Os achados mostraram, ainda, que a crise traz implicações macroeconômicas que devem ser consideradas nas observações sobre como o conhecimento contábil busca a realidade das informações das empresas.

Ampliando o estudo da importância do conhecimento contábil, abrangendo o cenário brasileiro, o estudo de Kos, Scarpin e Kabucussa (2017), examinou as diferenças na importância da informação contábil no mercado de capitais dos países como o Brasil, Rússia, Índia, China, África do Sul e Estados Unidos da América, a partir das informações públicas divulgadas em cada país. Esse estudo apresentou a importância da relevância da informação contábil no enfoque da gestão dos dados

gerados e reportados pela contabilidade, e que provocaram reações significativas no mercado de capitais nos países estudados.

Segundo Watts (2003), para analisar o nível de representatividade da relevância da informação contábil, quanto maior a diferença dos ganhos em relação às perdas mais elevado será o nível de conservadorismo praticado. Assim, para medir as características da qualidade dos resultados, Basu (1997), criou um modelo que agrega os retornos anuais positivos das ações aos lucros, bem como os retornos anuais negativos das ações às perdas.

O estudo realizado por Ball, Kothari e Robin (2000), busca uma definição para a relevância do valor financeiro das declarações, por meio das informações importantes e abrangentes da contabilidade para extrair informações que afetam os preços das ações no mercado financeiro, para tanto, as mudanças nos preços das ações são impulsionadas devido às informações contábeis serem divulgadas no decorrer do exercício.

2.2 RELEVÂNCIA DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL NA CRISE

O estudo realizado por Davis-Friday, Eng e Liu (2006), utilizou a contabilidade como instrumento de avaliação da recessão econômica, considerando como base o valor contábil. Diante disso, observou-se a mensuração em relação ao valor da significância dos ganhos.

Na visão de Côrtes Filho (2015), a economia desacelera devido aos juros altos, à inflação fora da meta e à uma grande carga tributária. Esses fatores provocam no mercado uma instabilidade e um impacto para as empresas operarem e manterem-se no mercado causando uma agitação nos passivos das empresas, o

que pode ser visto como um reflexo da crise econômica vivenciada nos últimos anos.

Neste cenário, Freguete, Nossa e Funchal (2015), verificaram que durante os períodos de crise as empresas que eram responsáveis socialmente não apresentaram atuação financeira em relação às outras instituições existentes no mercado, nesse sentido, os autores observaram que o efeito da crise tem significância relativa para todas as empresas.

A economia brasileira, após um período de expansão (2004-2013), em que a taxa de crescimento média foi de 4,0% a.a., acompanhado por um processo de melhoria na distribuição de renda e na pobreza, contraiu abruptamente a partir de 2014, vindo a sofrer uma forte e prolongada recessão em 2015-2016, com uma taxa de crescimento do PIB média negativa em 3,7%, acompanhado de uma piora em vários indicadores sociais. (Paula, 2017, p.125).

A situação do Brasil entre os anos de 1995 a 2016 foi analisada neste estudo pelos indicadores de crescimento da economia do Produto Interno Bruto (PIB), conforme dados fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

No período de 1995-1998 o PIB brasileiro cresceu 2,5%. Já entre 1999 e 2002 o crescimento foi 2,1%. Entre 2003 e 2008, a economia brasileira teve um crescimento de uma média anual de 4,8%. Em 2009 passou por uma recessão financeira devido à crise mundial. Logo em 2010 a economia alavancou para 7,6%, vindo a cair entre 2011 a 2014 para 2,4% a.a. em média, já em 2015 e 2016 a economia entrou em grave e prolongada recessão financeira com aumento negativo médio de -3,7% a.a., o que ocasionou uma derrubada do setor de serviços e indústria.

Nesse sentido, Dias (2010), afirma em sua pesquisa que as crises financeiras enfrentadas por um país não são apenas reflexos de procedimentos incongruentes

dos administradores, mas derivam da própria configuração das operações dos mercados financeiros que não possam controlá-las adequadamente.

Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005), explicam que o contágio implicitamente leva à variação dos retornos das ações no país onde uma crise internacional origina-se uma volatilidade que afeta todos os mercados. Forbes e Rigobon (2002) ressaltam nesta mesma conjuntura que o contágio é definido como um acréscimo significativo no mercado após um choque econômico em um país (ou grupo de países), ou seja, com esses choques os investidores tendem à resgatar seus investimentos devido a incerteza do mercado.

2.3 A RELAÇÃO ENTRE CONSERVADORISMO E VALUE RELEVANCE NA CRISE

O conservadorismo afeta a relevância do valor de lucros contábeis e, segundo o estudo de Brown, He e Teitel (2006), o lucro quando mais conservador, apresenta um melhor representatividade nas decisões dos acionistas. Estes autores também demonstraram que o lucro, quando mais conservador, obtém um nível maior de relevância de seu valor contábil. Logo, o conservadorismo afeta a importância dos lucros contábeis, diante dos resultados que confirmaram que o lucro mais condicionalmente conservador apresenta um elevado grau de relevância no lucro contábil.

Collins, Maydew e Weiss (1997), constataram que as mudanças sistemáticas do *value relevance* dos lucros contábeis não apresentaram enfraquecimento ao longo do período; de fato, nota-se um acréscimo muito rápido, sendo assim o *value relevance* dos lucros pode ser explicado pela elevado crescimento dos ativos intangíveis das empresas no decorrer dos anos.

O conservadorismo em período de crise, segundo Khan e Watts (2009), fez com que companhias mais conservadoras tivessem menor enfraquecimento no valor de suas ações do que as companhias menos conservadoras, admitindo que a adesão da prudência no reconhecimento de perdas previstas adapta-se às informações de mercado.

O cenário de incerteza trazido pela crise financeira faz com que os investidores se tornassem mais receosos em investir, tomando a crise como precursor decisivo em suas tomadas de decisões e, inclusive, influenciando muitas vezes na ação de resgatar seus investimentos devido à incerteza do mercado (Silva e Pinense, 2009).

Balakrishnan, Watts e Zuo (2016), verificaram o efeito do conservadorismo contábil nas empresas durante a crise financeira global de 2007-2008 e, como resultado, observaram que no período estudado as firmas com comportamento mais conservador apresentaram maior acréscimo em seus valores de mercado, o que indica uma valorização por parte do mercado do comportamento prudente adotado pelas empresas.

Watts (2003), compreende que o nível de conservadorismo está vinculado de forma pertinente com as associações contratuais entre as empresas e os credores com finalidade de permitir garantias para honrar as obrigações. Dessa forma, consonante à literatura sobre a relevância do lucro contábil e o conservadorismo, a seguinte hipótese (H1) é testada neste estudo: **O nível de conservadorismo influencia positivamente a relevância do lucro em períodos de crise.**

De acordo com Kam (1990), o conservadorismo está tão enraizado nas práticas da contabilidade, que se tornou um costume dos contadores direcionarem suas práticas, ao reportarem incertezas nos resultados. Faz-se pertinente ressaltar

que, ainda que o conservadorismo seja uma prática inconsistente ao avaliar os lucros, pode ocorrer uma avaliação equivocada ou até mesmo abusiva dos ativos no período de uso ou na venda. Para tanto o nível de representatividade do conservadorismo proposto por Watts (2003), tem-se que quanto maior a diferença dos ganhos em relação às perdas mais elevado será o nível de conservadorismo utilizado. Assim, para medir as características da qualidade dos resultados, Basu (1997), criou um modelo que agrega os retornos anuais positivos das ações aos lucros, bem como os retornos anuais representativos como negativos das ações às perdas, sendo que os retornos das ações ajuízam um conhecimento de forma imediata.

2.4 CRISES MACROECONÔMICAS NO CENÁRIO BRASILEIRO DESDE 1995 A 2017

Reis, Costa e Teixeira (2012), abordaram a crise macroeconômica brasileira, avaliando as iniciativas políticas desde o plano real. O estudo deliberou que os anos 1997, 1998, 1999 e 2002 foram períodos de crise na economia brasileira. Verificou-se, também, que os anos de 1997 e 1998 tiveram reações das crises asiáticas e russas, e os anos de 1999 e 2002 abordaram a queda do valor da moeda brasileira em relação ao dólar. Os autores consideraram, ainda, que os anos de 2007 e 2008 foram pautados à inclinação intensa da Bolsa de Valores brasileira, em decorrência da crise do subprime norte-americano.

O Produto Interno Bruto (PIB), conforme dados fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em 2009 passou por uma recessão financeira devido à crise mundial o efeito da desaceleração econômica, mas logo em 2010 a economia alavancou.

O estudo de Filho (2017), no período de 2011, 2012 e 2013 considerou períodos de crise devido à oferta e demanda sendo uma agregação de políticas exercidas neste período. A crise de 2014 foi caracterizada devido ao esgotamento das políticas da nova matriz econômica. Em 2015 foi ocasionada pelo colapso da dívida pública doméstica, da política monetária e pela perda de confiabilidade do Banco Central. Neste mesmo cenário econômico, no ano de 2016, aconteceu a crise de sustentabilidade fiscal que amplificou o risco no país, diminuindo o nível de investimento no período. O estudo classificou o período de 2017 como sendo ainda de recessão e observou um crescimento devido à PEC do teto e reforma da previdência.

O quadro abaixo representa os anos com crise e sem crise das empresas brasileiras listadas na B3, com base nos estudos abordados neste trabalho.

Ano sem crise	Ano com crise	Crise	Literatura Crise
1995	1997	Foram reações das crises asiáticas e russas.	Reis, Costa e Teixeira (2012)
1996	1998	Foram reações das crises asiáticas e russas.	Reis, Costa e Teixeira (2012)
2000	1999	Queda do valor da moeda brasileira em relação ao dólar.	Reis, Costa e Teixeira (2012)
2001	2002	Queda do valor da moeda brasileira em relação ao dólar.	Reis, Costa e Teixeira (2012)
2003	2007	Inclinação intensa da Bolsa de Valores brasileira, em decorrência da crise do subprime norte-americano.	Reis, Costa e Teixeira (2012)
2004	2008	Inclinação intensa da Bolsa de Valores brasileira, em decorrência da crise do subprime norte-americano.	Reis, Costa e Teixeira (2012)
2005	2009	Recessão financeira devido à crise mundial.	IBGE (2010)
2006	2011	Oferta e de demanda sendo uma agregação de políticas.	Filho (2017)
2010	2012	Oferta e de demanda sendo uma agregação de políticas.	Filho (2017)
-	2013	Oferta e de demanda sendo uma agregação de políticas.	Filho (2017)
-	2014	Considera o esgotamento das políticas da nova matriz econômica.	Filho (2017)
-	2015	Colapso da dívida pública doméstica, a política monetária e perda de confiabilidade do Banco Central.	Filho (2017)

-	2016	Crise de sustentabilidade fiscal que amplificou o risco no país, diminuindo o nível de investimento no período.	Filho (2017)
-	2017	Crise de sustentabilidade fiscal que amplificou o risco no país, diminuindo o nível de investimento no período.	Filho (2017)

Quadro 01: Representação dos anos com crise e respectivos motivos.
Fonte: Elaboração própria, com base na literatura.

Capítulo 3

3. METODOLOGIA

3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA

Este estudo tem como objetivo analisar a relevância do lucro e o conservadorismo contábil, em período de crise, das empresas brasileiras listadas na B3. Para tal, inicialmente, foi adotado o modelo de Basu (1997), que estimou nível de conservadorismo por empresa, na sequência, foi sugerido o modelo econométrico empírico atrelado aos objetivos desta pesquisa.

Esta pesquisa se caracteriza como uma pesquisa descritiva, pois atende algumas condições segundo Cooper & Schindler (2003), descrições de fenômenos associados à população-alvo, estimação dos indicadores associados às variáveis dessa população e descobertas de associação entre diferentes variáveis.

O universo populacional do estudo foi composto por empresas listadas na B3. Os dados referentes às variáveis foram coletados no banco de dados da Economática. A população amostral foi composta por 609 companhias de capital aberto listadas na B3 do período de 1995 a 2017. No processo de higienização, foram excluídas as empresas sem informações de pelo menos uma das variáveis em um determinado ano, no qual a amostra final foi composta com informações de 251 empresas do período de 1995 a 2017.

O Quadro 02 apresenta a constituição da amostra das empresas, tendo como destaque o número de observações antes e após a higienização:

Descrição	Nº de Empresas	Nº de Observações
Amostra Geral	609	14007
(-) Exclusão por tratamento das variáveis: faltando valor (<i>Missing value</i>)	358	10810

(=) Amostra após higienização da base	251	3197
---------------------------------------	-----	------

Quadro 02: Constituição da amostra

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da B3.

3.2 MODELO DE BASU (1997)

Para medir o nível de conservadorismo por empresa, neste estudo, é utilizado o modelo desenvolvido por Basu (1997), que reconhece as perdas antecipadamente, elevando o nível de relevância das demonstrações financeiras. De acordo com essa definição, as perdas são reconhecidas antecipadamente com baixa verificação e são mais propensas a serem reconhecidas no período atual. Portanto, empresas com ganhos negativos ou mudanças nos lucros, no período atual, são mais prováveis a inverter a sua situação e obter ganhos positivos no próximo período.

O modelo proposto por Basu (1997), é representado pela seguinte equação:

$$LL_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \alpha_2 RET_{it} + \alpha_3 (DR * RET)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde,

LL_{it} = Lucro Líquido da empresa i no ano t;

RET_{it} = Retorno das ações, foi calculado, como sendo a variação do fechamento anual do ano t versos t-1, dividido pelo fechamento anual do ano t-1

DR_{it} = Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se o valor de RET_{it} for negativo, e 0, caso contrário;

ε_{it} é erro aleatório da empresa i no ano t.

Conforme explicado por Basu (1997), a interpretação dos parâmetros na Eq. (1) está associada à maneira como o resultado contábil influencia o lucro das empresas. Dessa maneira, α_2 mensura a velocidade do reconhecimento do retorno econômico pelo resultado contábil, cujo sinal esperado para esse coeficiente é positivo. Além disso, α_1 e α_3 serão responsáveis por capturar o efeito das más notícias, ou seja, resultados contábeis negativos sobre o Lucro. Esses dois parâmetros são os responsáveis por capturar o nível de conservadorismo existente nos números contábeis das empresas uma vez que demonstram o quão mais rapidamente são reconhecidas as más notícias em relação às boas notícias.

Dos quatro cenários descritos por Basu (1997), a principal para aferir o nível de conservadorismo contábil se restringe ao sinal e à significância estatística do coeficiente α_3 . Dessa forma, este estudo limitou-se a estimar α_3 e considerá-lo como proxy de conservadorismo por empresa, a qual foi utilizada no modelo empírico, descrito na subseção a seguir.

3.3 MODELO ECONOMÉTRICO EMPIRICO

O modelo desenvolvido por Basu (1997), não examina a influência da crise financeira no conservadorismo contábil. Nesse sentido, para a pesquisa alcançar o objetivo pretendido, foram necessárias algumas adequações no modelo proposto por Basu (1997).

$$\begin{aligned}
 VM_{it} = & \beta_0 + \beta_1 LL_{it} + \beta_2 DLL_{it} + \beta_3 CRISE_{it} + \beta_4 (LL * DLL)_{it} + \beta_5 (LL * CRISE)_{it} \\
 & + \beta_6 (LL * DLL * CRISE)_{it} + \beta_7 DCONS_{it} \\
 & + \beta_8 (LL * DLL * CRISE * DCONS)_{it} + \beta_k Controles_{itk} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

onde,

VM_{it} = Valor de mercado da empresa i no ano t ;

LL_{it} = Lucro Líquido da empresa i no ano t ;

DLL_{it} = Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se o valor de LL_{it} for negativo, e 0, caso contrário;

$CRISE_{it}$ = Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se pertence ao período de crise, e 0, caso contrário;

$DCONS_{it}$ = Variável *dummy* que assume valor igual a 1 ao grupo com alto nível de conservadorismo, e 0 baixo nível de conservadorismo. As definições dos grupos foram derivadas do nível de conservadorismo estimado pelo modelo Basu (1997).

$Controles_{itk}$ = Vetor de k -variáveis de controle (endividamento, liquidez em bolsa, ativo total, imobilizado) para empresa i no final do ano t ; e

\mathcal{E}_{it} = Erro aleatório da empresa i no ano t .

A Equação (2) mensura o grau de associação entre a informação contábil (Lucro Líquido) e a informação analisada pelos investidores (Valor de Mercado). Porém, com intuito de capturar os efeitos dos períodos de crises macroeconômicas em função do nível de conservadorismo, foram incluídas as variáveis *dummies* CRISE e DCONS para representar estas características. Esta equação busca investigar a crise ao verificar se a contabilidade associa-se mais rapidamente à informação de mercado quando esta é ruim (Lucro Líquido negativo - DLL), e o comportamento deste quando se considera o grau de conservadorismo das empresas.

Dessa forma, o presente estudo levantou a seguinte hipótese de pesquisa: **“H1- O nível de conservadorismo influencia positivamente a relevância do lucro em períodos de crise”**, e a equação (2) foi sugerida com intuito de contribuir com este trabalho e, conseqüentemente com a questão de pesquisa.

O coeficiente β_1 avalia a velocidade do reconhecimento do valor de mercado a partir do Lucro Líquido da empresa, enquanto β_2 e β_4 captura o efeito das más notícias, ou seja, resultados contábeis negativos, sobre o valor de mercado. Esses dois parâmetros são os responsáveis por capturar o grau de conservadorismo existente nos números contábeis das empresas, uma vez que demonstram o quão mais rapidamente são reconhecidas as más notícias (Lucro Líquido menor de que zero) em relação às boas notícias. A interpretação desses dos três coeficientes são semelhantes ao modelo proposto por Basu (1997).

O coeficiente β_5 captura a relevância dos lucros em períodos crises macroeconômicas, permitindo investigar qual é a relação entre o Valor de Mercado e o Lucro Líquido. Como o mesmo propósito, mas com a consoante das más notícias (Lucro Líquido negativo), o coeficiente β_6 busca os efeitos da relevância contábil no cenário de más notícias também em períodos de crise macroeconômicas.

E por fim, os coeficientes β_7 e β_8 que consideram as atribuições sobre o nível de conservadorismo das empresas. É importante ressaltar que a *dummy* CONS foi definida a partir pelo modelo Basu (1997) - equação (1). Inicialmente estimou-se o nível de conservadorismo, extraído as estimativas do coeficiente $DR * RET$, para cada empresa e, na sequência, dividiu-se a amostra em dois grupos: Alto conservadorismo, 50% do universo amostral mais conservadoras - Acima da Mediana amostral; e Baixo conservadorismo, 50% menos conservadoras – Abaixo

ou igual da Mediana amostral. Se o coeficiente β_7 for significativo e positivo, haverá evidências estatísticas de que, na média, as empresas classificadas como alto nível conservador apresentam valor de mercado maior quando comparado às empresas menos conservadoras.

Já o coeficiente β_8 busca contribuir com a hipótese H1, e será responsável por demonstrar se as empresas mais conservadoras, mesmo diante de cenário de crise e lucros negativos, apresentam menor nível de desvalorização de mercado quando comparadas às menos conservadoras, ou seja, espera-se que β_8 seja positivo e significativo, conforme evidências de Khan e Watts (2009).

De modo geral, o Quadro 03, a seguir, apresenta as descrições e definições das variáveis consideradas na equação (2).

Modelo	Código	Definição	Tipo Variável	Literatura
Dependente	VM ^a	Valor de Mercado	Quantitativa	Ohlson (1995)
	LL ^a	Lucro líquido	Quantitativa	Basu (1997)
Independente	DLL	Assume valor igual a 1 se o valor do LL for negativo, e 0, caso contrário	<i>Dummy</i>	Dechow et al. (2010), Francis et al (2005)
	CRISE	Assume valor igual a 1 se pertence ao período de crise, e 0, caso contrário	<i>Dummy</i>	Costa, Reis e Teixeira (2012)
	DCONS	Assume valor igual a 1 ao grupo com alto nível de conservadorismo, e 0 baixo nível de conservadorismo. As definições dos grupos foram derivadas do nível de conservadorismo estimado pelo modelo Basu (1997).	Dummy	Basu (1997)
Controle	PL ^a	Patrimônio líquido	Quantitativa	Ohlson (1995)
	END ^a	Dívida Total	Quantitativa	Potin, Borton e Sarlo (2016)
	LIQBOL	Liquidez em bolsa por ação	Quantitativa	Duarte e Young (2009)
	LNAT	Logaritmo Neperiano do Ativo Total	Quantitativa	Moura et.al. (2014)
	IMOB ^a	Ativo Imobilizado	Quantitativa	CPC 27

Quadro 03: Descrição e referência das variáveis

Nota: ^a Variáveis padronizadas pelo ativo total: VM, LL, PL, END E IMOB.

Fonte: Elaboração própria com base na literatura. Essas variáveis foram deflacionadas pelo IPCA medido pelo IBGE, com ano de referência 2017.

Capítulo 4

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

Nesta seção serão expostos os resultados da pesquisa realizada, por meio de um quadro com uma análise de estatística descritiva e teste de média e, em seguida, os resultados da regressão em painel. Para eliminar o efeito da inflação no período de análise, as variáveis LL, VM, PL, END, AT, e IMOB foram deflacionadas pelo IPCA medido pelo IBGE, considerando o ano de 2017 como referência.

Os resultados apresentados nas subseções seguintes foram elaborados por meio do software Stata 12.0 e de planilhas eletrônicas.

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA E TESTE DE MÉDIA

Na intenção de verificar a distribuição das variáveis na amostra por empresa, em uma visão geral, a Tabela 1 expõe a média e desvio padrão, além das medidas de posição dos indicadores. Com exceção das variáveis *dummies* – DR (Retorno negativo), DLL e CRISE, as variáveis contínuas LIQBOL e o Conservadorismo, medido a partir do modelo de Basu (1997), todas as demais variáveis foram padronizadas pelo ativo total, conforme observado no Quadro 03 da subseção 3.1.

Ao sintetizar os dados para amostra das variáveis delineadas para modelo de Basu (1997) – equação (1) da subseção 3.2, notou-se que a média de retorno (RET), no período avaliado, resultou em 0,280, com desvio padrão de 0,790. Ao avaliar a mediana do retorno, chegou-se à conclusão que para 50% da amostra o retorno sucedeu entre 0,112 a 3,128. Referente à *dummy* que indica o retorno negativo (DR), das 3104 observações da amostra, em 41,4% (aproximadamente

1286) o retorno observado foi negativo. As estatísticas do lucro líquido (LL) informaram que, na média o lucro líquido resultou em 0,059 com desvio padrão de 0,120, sendo que, para 75% da amostra o LL observado incidiu entre 0,042 a 0,483.

Como mencionado previamente, o modelo de Basu (1997), adotado neste estudo, permitiu mensurar o nível de conservadorismo por empresa. No modelo, a variável dependente considerada é o lucro líquido e as variáveis independentes as *dummies* DR, o Retorno (RET) e a interação DRxRET. A partir do modelo, o nível de conservadorismo foi representado pelo valor estimado do coeficiente associado à variável interação DRxRET. Ao avaliar a estatística descritiva para *proxy* conservadorismo, ficou evidenciado que a amostra exibiu coeficiente médio de -0,041 e desvio padrão de 0,773. A mediana indicou que para 50% da amostra o nível de conservadorismo assumiu valores entre -0,015 e 2,054.

No que se referem as variáveis associadas ao modelo empírico apresentado na subseção 3.2, que contribuiu com a hipótese deste estudo, notou-se que a média da variável dependente valor de mercado ficou centrada em 1,197 com desvio padrão de 2,009. A média da variável *dummy* DLL, que representa a proporção da amostra no qual o lucro líquido resultou negativo, informou que para 21,1% da amostra foi identificado empresas com lucro líquido menor que zero ($LL < 0$).

A variável crise é mais uma variável *dummy* apresentada neste estudo, a estatística exposta como média é justamente a proporção. Do total de 3104 observações, em 72,3% foram registradas em períodos com crise.

Observando as variáveis apresentadas como controle, teve-se que: endividamento padronizado pelo ativo total, a média foi de 0,852 e desvio padrão de 0,753; liquidez em bolsa, a média foi de 0,497 e desvio padrão de 1,432; logaritmo neperiano (ln) do ativo total, a média resultou em 13,953 e desvio padrão de 2,014; e

por fim o imobilizado, que na amostra coletada, a média ficou em 0,695 e desvio padrão de 0,985.

TABELA 1: ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS INDICADORES

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínima	Percentil25	Mediana	Percentil 75	Máximo	N
LL	0,059	0,120	-0,217	0,005	0,042	0,101	0,483	3104
DR (RET<0) ^a	0,414	0,493	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000	3104
RET	0,280	0,790	-0,785	-0,203	0,112	0,515	3,128	3104
VM	1,197	2,009	0,038	0,251	0,561	1,211	11,252	3104
DLL ^a	0,211	0,408	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	3104
CONS	-0,041	0,773	-8,345	-0,167	-0,015	0,100	7,955	3104
CRISE ^a	0,723	0,448	0,000	0,000	1,000	1,000	1,000	3104
PL	0,981	0,944	0,103	0,474	0,758	1,115	5,305	3104
END	0,852	0,753	0,111	0,434	0,654	0,994	4,304	3104
LIQBOL	0,497	1,432	0,000	0,000	0,021	0,329	8,343	3104
LNAT	13,953	2,014	8,987	12,721	14,045	15,318	17,925	3104
IMOB	0,695	0,985	0,000	0,076	0,435	0,884	5,391	3104

Nota explicativa: (i) ^a tipo de variável *dummy* ou dicotômica, no qual a média representa a proporção; (ii) Descrição das Variáveis: LL – Lucro Líquido dividido pelo ativo total; RET – Retorno por ação; DR (RET<0) – variável *dummy* que assume valor igual a 1 se o valor de RET for negativo, e 0 caso contrário; VM – Valor de Mercado dividido pelo ativo total; DLL – Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se o valor de LL for negativo, e 0 caso contrário; CONS – nível de conservadorismo estimado pelo modelo Basu (1997); CRISE – Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se pertence ao período de crise, e 0 caso contrário; PL - Patrimônio Líquido dividido pelo ativo total; END – Dívida total dividido pelo ativo total; LIQBOL – Liquidez em bolsa por ação; LNAT – logaritmo neperiano do ativo total; e IMOB – Ativo Imobilizado dividido pelo ativo total; Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Além da estatística descritiva apresentada na Tabela 1, foi aplicado o teste de média *T-Student* com propósito de comparar as médias das variáveis entre os períodos de crise ou não, e também, comparar a amostra com baixo nível de conservadorismo contra o grupo com alto nível de conservadorismo. As estatísticas do teste de médias são exibidas nas Tabelas 2 e 3, respectivamente.

Ao comparar as médias das variáveis delineadas entre os períodos com crise contra os períodos sem crise, notou-se que, ao nível de 1% de significância, estatisticamente foi evidenciado diferença entres os períodos para: Valor de Mercado (VM), Retorno (RET), Patrimônio Líquido (PL), Liquidez em Bolsa (LIQBOL); Ativo Total (LNAT) e Ativo Imobilizado (IMOB); ao nível de 5% de

significância, o Lucro Líquido (LL); e por fim, ao nível de 10%, o grau de Conservadorismo (CONS) e Dívida Total (END).

A partir da Tabela 2, tornou-se possível ressaltar que as variáveis retorno e lucro líquido em períodos de crise, apresentaram as médias estatísticas menores quando comparadas aos períodos sem crise, e foi confirmada pela estatística de teste t, ou seja, há um impacto para este cenário para os períodos "sem crise" versus "com crise". Entretanto, no que diz respeito à *proxy* conservadorismo, a média menor no período com crise significa um nível menor de conservadorismo quando comparado ao período sem crise - em período com crise as empresas não são tão conservadoras.

TABELA 2: TESTE DE MÉDIA EM PERÍODOS SEM CRISE E COM CRISE

Variável	Período						Estatística t (Valor p)
	Sem Crise			Com Crise			
	n	Média	Desvio Padrão	N	Média	Desvio Padrão	
VM	860	1,009	0,050	2,244	1,269	0,046	0,001***
RET	860	0,428	0,024	2,244	0,223	0,017	0,000***
LL	860	0,066	0,004	2,244	0,057	0,003	0,043**
CONS	860	-0,002	0,023	2,244	-0,055	0,017	0,089*
PL	860	1,119	0,034	2,244	0,929	0,019	0,000***
END	860	0,815	0,017	2,244	0,866	0,018	0,086*
LIQBOL	860	0,326	0,030	2,244	0,562	0,033	0,000***
LNAT	860	13,674	0,067	2,244	14,060	0,043	0,000***
IMOB	860	0,856	0,033	2,244	0,633	0,021	0,000***

Nota explicativa: (i) Descrição das Variáveis: LL – Lucro Líquido dividido pelo ativo total; RET – Retorno por ação; VM – Valor de Mercado dividido pelo ativo total; CONS – nível de conservadorismo estimado pelo modelo Basu (1997); PL - Patrimônio Líquido dividido pelo ativo total; END – Dívida total dividido pelo ativo total; LIQBOL – Liquidez em bolsa por ação; LNAT – logaritmo neperiano do ativo total; e IMOB – Ativo Imobilizado dividido pelo ativo total; (ii) Nível de significância: ***, ** e * Significativo ao nível de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A Tabela 3 expõe a comparação das médias entre grupos com 50% menos conservadores (baixo nível de conservadorismo) e 50% mais conservadores (alto nível de conservadorismo), ou seja, foi utilizada a mediana para qualificar os grupos entre baixo e alto nível de conservadorismo. É importante destacar que esta

segmentação foi realizada a partir do valor mediano mensurado a partir da variável CONS – nível de conservadorismo estimado pelo modelo Basu (1997).

Nota-se que, ao nível de 1% de significância, estatisticamente foi evidenciado diferença entres os grupos para: Lucro Líquido (LL), Conservadorismo (CONS), Patrimônio Líquido (PL), Dívida Total (END), Liquidez em Bolsa (LIQBOL), e Ativo Total (LNAT). E, estatisticamente, não foi comprovada diferença das médias entre grupos de baixo e alto nível de conservadorismo para o Valor de Mercado (VM), Retorno das ações (RET) e Ativo Imobilizado (IMOB).

Considerando ainda a tabela 3, por meio do teste de média, é possível inferir que: na média, lucro líquido de empresas com alto nível de conservadorismo é menor quando comparado com grupo de baixo nível de conservadorismo, ou seja, as empresas com um elevado nível de conservadorismo tendem a ter um lucro menor.

TABELA 3: TESTE DE COMPARAÇÃO DE MÉDIA POR NÍVEL DE CONSERVADORISMO

Variável	Nível de Conservadorismo						Estatística t (Valor p)
	Baixo			Alto			
	N	Média	Desvio Padrão	n	Média	Desvio Padrão	
VM	1,572	1,236	0,053	1,532	1,157	0,049	0,274
RET	1,572	0,277	0,019	1,532	0,282	0,021	0,843
LL	1,572	0,067	0,003	1,532	0,052	0,003	0,001***
CONS	1,572	-0,292	0,020	1,532	0,217	0,017	0,000***
PL	1,572	1,033	0,025	1,532	0,928	0,022	0,002***
END	1,572	0,889	0,021	1,532	0,814	0,017	0,005***
LIQBOL	1,572	0,648	0,042	1,532	0,341	0,029	0,000***
LNAT	1,572	14,253	0,052	1,532	13,645	0,049	0,000***
IMOB	1,572	0,717	0,027	1,532	0,672	0,022	0,202

Nota explicativa: (i) Descrição das Variáveis: LL – Lucro Líquido dividido pelo ativo total; RET – Retorno por ação; VM – Valor de Mercado dividido pelo ativo total; CONS – nível de conservadorismo estimado pelo modelo Basu (1997); PL - Patrimônio Líquido dividido pelo ativo total; END – Dívida total dividido pelo ativo total; LIQBOL – Liquidez em bolsa por ação; LNAT – logaritmo neperiano do ativo total; e IMOB – Ativo Imobilizado dividido pelo ativo total; (ii) Nível de significância: ***, ** e * Significativo ao nível de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

4.2 ANÁLISE REGRESSÃO

Esta subseção apresenta as estimativas do modelo empírico sugerido para a hipótese H1, que teve como finalidade responder a seguinte questão: **“A relevância do lucro contábil, em período de crises macroeconômicas, depende do nível de conservadorismo?”** Esse modelo caracteriza regressão com painel de dados desbalanceado empilhado ou *Pooled*, no qual os coeficientes foram estimados pelo método de mínimos quadrado ordinários, com procedimento de robustez que visa corrigir o problema de heterocedasticidade dos erros, conforme descrito por Wooldridge (2012).

É importante reforçar que, em um primeiro momento, foi feita uma análise do conservadorismo utilizando o modelo de Basu (1997), no intuito de aferir o nível de conservadorismo por empresa. De maneira geral, foram estimadas 251 regressões (por empresa) e extraído o coeficiente estimado DR*RET da Equação (1), onde representou o nível de conservadorismo da empresa. A variável *dummy* DCONS foi construída a partir destas estimativas, ou seja, utilizando a medida de tendência central mediana para classificar empresas com baixo nível de conservadorismo (DCONS=0) e alto nível de conservadorismo (DCONS=1).

Os resultados da Tabela 4 refere-se à equação 2. A estatística F informa que o modelo foi ajustado ao nível de 1% de significância. O R² ajustado admite que 68,4% da variabilidade do valor de mercado foram explicadas pelas variáveis independentes e de controle.

TABELA 4: ESTIMATIVA DO MODELO ECONOMETRICO EMPÍRICO

$$\text{Equação (2): } VM_{it} = \beta_0 + \beta_1 LL_{it} + \beta_2 DLL_{it} + \beta_3 CRISE_{it} + \beta_4 (LL * DLL)_{it} + \beta_5 (LL * CRISE)_{it} + \beta_6 (LL * DLL * CRISE)_{it} + \beta_7 DCONS_{it} + \beta_8 (LL * DLL * CRISE * DCONS)_{it} + \beta_k \text{Controles}_{ik} + \varepsilon_{it}$$

Valor de Mercado (VM)	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística T	P Valor	Intervalo de Confiança (95%)
-----------------------	-------------	-------------	---------------	---------	------------------------------

LL	6,276	1,271	4,940	0,000***	3,785	8,767
DLL	0,020	0,070	0,280	0,780	-0,118	0,157
CRISE	0,037	0,096	0,380	0,702	-0,151	0,225
LL*DLL	-7,968	2,192	-3,640	0,000***	12,265	-3,671
LL*CRISE	3,680	1,377	2,670	0,008***	0,980	6,380
LL*DLL*CRISE	-6,988	2,696	-2,590	0,010***	12,274	-1,703
DCONS	0,108	0,047	2,300	0,021**	0,016	0,199
LL*DLL*CRISE*DCONS	0,139	1,680	0,080	0,934	-3,156	3,434
PL	0,584	0,070	8,340	0,000***	0,447	0,721
END	0,800	0,070	11,490	0,000***	0,663	0,936
LIQBOL	-0,173	0,018	-9,600	0,000***	-0,209	-0,138
LNAT	0,083	0,012	7,050	0,000***	0,060	0,106
IMOB	-0,009	0,057	-0,160	0,875	-0,122	0,104
Constante	-1,934	0,214	-9,040	0,000***	-2,353	-1,515
Número de observações	3104					
F(13,3090)	218,24					
p - valor (F)	0,000					
R ² ajustado	66,02%					

Nota explicativa: (i) Descrição das Variáveis: LL – Lucro Líquido dividido pelo ativo total; RET – Retorno por ação; DR (RET<0) – variável *dummy* que assume valor igual a 1 se o valor de RET for negativo, e 0 caso contrário; VM – Valor de Mercado dividido pelo ativo total; DLL – Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se o valor de LL for negativo, e 0 caso contrário; DCONS – Variável *dummy* que assume valor igual a 1 ao grupo com alto nível de conservadorismo, e 0 baixo nível de conservadorismo; CRISE – Variável *dummy* que assume valor igual a 1 se pertence ao período de crise, e 0 caso contrário; PL - Patrimônio Líquido dividido pelo ativo total; END – Dívida total dividido pelo ativo total; LIQBOL – Liquidez em bolsa por ação; LNAT – logaritmo neperiano do ativo total; e IMOB – Ativo Imobilizado dividido pelo ativo total; (ii) Nível de significância: ***, ** e * Significativo ao nível de 1%, 5% e 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 4 demonstraram que, para variável LL, o seu coeficiente estimado mostrou-se significativo ao nível de 1% e valor positivo, indicando que o aumento do lucro líquido aumenta o valor de mercado das empresas. Dos coeficientes β_2 (DLL) e β_4 (LL*DLL) proposto no modelo para capturar o efeito das más notícias – Lucro Líquido negativo, apenas o coeficiente β_4 apresentou significância estatística, ao nível de 1%, o que demonstra uma desvalorização do valor de mercado das empresas diante deste resultado contábil (LL<0).

Os resultados encontrados para os valores dos coeficientes β_5 e β_6 demonstraram que nas empresas, mesmo em período de crise, o aumento do Lucro Líquido sugere uma valorização do valor de mercado das empresas (LL*CRISE = 3,680).

A estimativa do β_6 (LL*DLL*CRISE), indicou que no período de crise macroeconômica, com cenário de resultado contábil negativo (LL<0), ao nível de 1% de significância, há estatisticamente uma desvalorização do valor de mercado das empresas. Dessa forma, as evidências encontradas assemelham-se às de Davis-Friday e Gordon (2005) os quais encontram evidências que em períodos de crise macroeconômica a relevância do lucro apresentou desvalorização no poder explicativo dos lucros, porquanto diminuem durante o período de crise. O resultado aproxima-se dos achados de Costa, Reis e Teixeira (2012), os quais verificaram que a crise afeta a relevância do patrimônio líquido e do lucro líquido das empresas estudadas.

O resultado do coeficiente β_7 (DCONS) demonstrou que, na média, as empresas que pertencem ao grupo com alto nível de conservadorismo (acima da mediana) apresentam um valor de mercado superior quando comparado às empresas com baixo nível de conservadorismo.

E, por fim, o coeficiente β_8 (LL*DLL*CRISE*DCONS), adotado neste estudo na busca por evidências estatística que pudesse colaborar com a hipótese “**H1 - O nível de conservadorismo influencia positivamente a relevância do lucro em períodos de crise**”. Por sua vez, o valor encontrado para este coeficiente não exibiu resultados suficientes capazes de serem conclusivos em relação à hipótese citada.

Neste contexto não foi possível verificar a relevância do conservadorismo no cenário de crise, ou seja, não estando em conformidade com os autores Francis, Hasan e Wu (2013), Sampaio, Coelho e Holanda (2015), e Balakrishnan, Watts e Zuo (2016), os quais evidenciaram que as empresas com comportamentos mais conservadores na divulgação dos lucros apresentam um desempenho mais

valorizado, tornando este comportamento mais relevante nos períodos de crises devido o conservadorismo adotado pelas empresas. As evidências encontradas do conservadorismo e dos lucros por Brown, He e Teitel (2006), e Lara, Osma e Penalva (2014), demonstraram que o lucro quando mais conservador aprimora os resultados das firmas.

Logo, em relação às variáveis de controle, com exceção do IMOB, todas as demais foram significativas ao nível de 1% de significância, com as seguintes interpretações: quanto maior o Patrimônio Líquido (PL) da empresa maior o seu Valor de Mercado; quanto maior a Dívida Total (END) da empresa maior o seu Valor de Mercado; quanto maior a Liquidez em Bolsa maior o valor de mercado; e, por fim, o Ativo Total (LNAT) com coeficiente estimado positivo, indica que quanto maior o tamanho da empresa maior o seu valor de mercado.

Capítulo 5

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS E SUGESTÕES

O presente trabalho teve como objetivo medir a presença de conservadorismo em períodos de crise financeira, sob os conceitos de Basu (1997), no mercado brasileiro nos períodos com e sem crise. O estudo analisou anos com e sem crise financeira, avaliando empresas brasileiras listadas na B3 entre os anos de 1995 a 2017, e se o nível de conservadorismo influencia positivamente a relevância do lucro em períodos de crise.

As evidências encontradas, a partir da metodologia proposta, não exibiram resultados suficientes capazes de serem conclusivos em relação à relevância do lucro e à presença do conservadorismo em períodos de crise macroeconômicas, não apresentaram conformidade com estudos dos autores, Francis, Hasan e Wu (2013), Sampaio, Coelho e Holanda (2015), e Balakrishnan, Watts e Zuo (2016), os quais evidenciaram que as empresas com comportamentos mais conservadores na divulgação dos lucros apresentaram um desempenho mais valorizado, tornando isto mais relevante nos períodos de crises devido ao conservadorismo adotado pelas empresas.

No aspecto acadêmico, este estudo contribuirá para melhorar o acervo dos estudos que analisam o mercado financeiro brasileiro, examinando a relação das variáveis financeiras e o desempenho das gestões em períodos de crises. O estudo apresentou limitações, ao restringir empresas não listadas, não oportunizando o estudo para este cenário, considerando que são empresas que fomentam a

economia, e ambas vivenciaram períodos de crise, no entanto sendo mais restrito o acesso às informações contábeis.

Embora o foco deste estudo tenha sido em empresas listadas na B3, os futuros estudos poderiam explorar as variações do mercado e verificar os efeitos da crise, examinando empresas não listadas na B3 de forma a possibilitar a confrontação tendo um cenário mais amplo das empresas brasileiras. Sugere-se, ainda, que seja realizado estudo em empresas do mesmo mercado de atividade, tendo em vista o comportamento e as práticas de gestão de cada segmento empresarial.

REFERÊNCIAS

- Balakrishnan, K., Watts, R., & Zuo, L. (2016). The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment during the Global Financial Crisis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 43(5-6), 513-542. Doi: 10.1111/jbfa.12206.
- Ball, R., & Shivakumar, Lakshmanan. (2005). Earnings quality UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 83-128. Doi:10.1016/j.jacceco.2004.04.00
- Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, (2000). A The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 1-51.
- Barth, M. E., William B. 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, 77–104.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting & Economics*, 24, 3–37.
- Brasil de Fato. (2017). Indicadores econômicos apontam que crise brasileira deve piorar em 2017. Recuperado em 27 de Agosto de 2017. <https://www.brasildefato.com.br/2017/01/13/indicadores-economicos-apontam-que-a-crise-brasileira-deve-piorar-em-2017/>.
- Brown JR, W. D., He, H. & Teitel, K. (2006). Conditional conservatism and the value relevance of accounting earnings: An international study. *European Accounting Review*, 15(4), 605-626.
- Collins, D. W., Maydew, E. L., & Weiss I. S. (1997). Changes in value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39-67.
- Comitê de Pronunciamentos Contábeis (2009). Pronunciamento Técnico CPC 27 – Ativo Imobilizado. Recuperado em 22 de Outubro 2018, de <http://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=58>.
- Cooper, Donald R., & Schindler, Pamela S. (2003). *Métodos de Pesquisa em Administração*. 7ª ed. Tradução de Luciana de Oliveira da Rocha. Porto Alegre: Bookman.
- Côrtes Filho, D. B. (2018). Maléficos efeitos da crise. Recuperado em 08 de fevereiro, de <http://www.gazetadopovo.com.br/opiniaop/artigos/maleficos-efeitos-da-crise-blkeum87cx77u15q5zcge5x98>.

- Corsetti G., Pericoli M., & Sbracia M. (2005). Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24, 1177-1199. Doi:10.1016/j.jimonfin.2005.08.012
- Costa F.M., REIS, J. D. S.R., & TEIXEIRA, A.M.C. (2012). Implicações de Crises Econômicas na Relevância da Informação Contábil das Empresas Brasileiras. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 6, 141-153. ISSN 1981-8610.
- DAVIS-FRIDAY, Paquita Y.; ENG, Li Li; LIU, Chao-Shin. The effects of the Asian crisis, corporate governance and accounting system on the valuation of book value and earnings. *International Journal of Accounting*, 41, 48-50. Doi:10.1016/j.intacc.2005.12.010
- Davis-Friday, Paquita Y., & Gordon, (2005). E.A. Relative Valuation Roles of Equity Book Value, Net Income and Cash Flows during a Macroeconomic Shock: The Case of Mexico and the 1994 Currency Crisis. *Journal of International Accounting Research*, 4(1), 1-21.
- Davis-Friday, Paquita Y., & ENG, Li Li; LIU, C. S. (2006). The effects of the Asian crisis, corporate governance and accounting system on the valuation of book value and earnings. *International Journal of Accounting*, v. 41.
- Dechow, P., Ge, W., Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of accounting and economics*, 50(2), 344-401.
- DIAS, E. L. C. (2010). A Crise Econômica de 2008 e o Sistema Financeiro Nacional na Perspectiva pós-Keynesiana. *Finanças Públicas – XV Prêmio Tesouro Nacional*.
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91, (2) 119-138.
- Filho, F.H.B. (2017). A crise econômica de 2014/2017. Recuperado em 15 janeiro 2018, de http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142017000100051&lng=pt&tlng=pt
- Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The journal of finance*, 5, 2.223-2.261.
- Francis, B., Hasan, I., & Wu, Q. (2013). The benefits of conservative accounting to shareholders: Evidence from the financial crisis. 8, ISSN 1456-6184
- Francis, J., Lafond, R., Olsson, P., & SCHIPPER, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of accounting and economics*, 39(2), 295-327.
- Freguete L. M., Nossa V., & B. Funchal. (2015). Responsabilidade Social Corporativa e Desempenho Financeiro das Empresas Brasileiras na Crise de.

Revista de Administração Contemporânea, 19 (2) 232-248. Doi: org/10.1590/1982-7849rac20151873

Guimarães L.P.S., Lima G.A.S.F., Freitas S.C., & Lima I. S. (2011). Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA, *Revista de Contabilidade Financeira*, 22 (56) 174-188. ISSN 1519-7077

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2009). Recuperado em 27 de Agosto de 2017, de <https://www.ibge.gov.br/english/estatistica/economia/industria/pia/empresas/2009/comentarios2009.pdf>.

Pervan I., & Bartulović M. (2014). Value relevance of accounting information: evidence from South Eastern European countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 27 (1) 181-190. Doi: 10.1080/1331677X.2014.947132

Kam, V. (1990). *Accounting theory*. 2 ed. New York: John Wiley & Sons.

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), 132-150.

Kos, S.R., Scarpin J.E., & Kabucussa P.J. (2017). Relevância da informação contábil em empresas dos Brics e EUA. *Revista enfoque: Reflexão contábil*, 36 (3) 101-117. Doi: 10.4025/enfoque.v36i3.34470, ISSN1984-882X.

Lara, J. M. G., Osma, B. G. & Penalva. (2014). F. INFORMATION consequences of accounting conservatism. *European Accounting Review*, 23 (2), 173-198.

Lopes, A. B., & Martins, Eliseu. (2005). *Teoria da Contabilidade: uma nova abordagem*. São Paulo: Atlas.

Moura G.D., Varela P.S. & Beuren I.M. (2014). Conformidade do disclosure obrigatório dos ativos intangíveis e práticas de governança corporativa. *ram, rev. adm. Mackenzie*, 15(5), 140-170, São Paulo, set./out. 2014, issn 1518-6776.

Ohlson, J. (1995). Earnings, book value, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2) 661-687.

Onica M.C. (2012). The Relevance of Accounting Information Enclosed in Performance Indicators, *Acta Universitatis Danubius*, 8(6) 33-46.

Paula, F.L. & Pires, M. (2017). Crise e perspectivas para a economia brasileira. *Estudos Avançados*. Recuperado em 20 setembro 2017, de <http://www.scielo.br/pdf/ea/v31n89/0103-4014-ea-31-89-0125.pdf>

Potin, S. A., Bortolon, P. M. & Neto, A. S. (2016). Hedge Accounting no Mercado Acionário Brasileiro: Efeitos na Qualidade da Informação Contábil, Disclosure e

Assimetria de Informação. *Revista de Contabilidade e Fianças*, 27 (71) 201-2016. Doi: 10.1590/1808-057x201602430.

Sampaio, T.C.Q., Coelho A.C.D., & Holanda A.P. (2015). Adoção de conservadorismo nos lucros em períodos de crise financeira: evidências no Brasil, *Revista enfoque: Reflexão contábil*, 34(1) 71-85. Doi: 10.4025/enfoque.v34i1.24922

Silva, B. A. O., & Pinese, H. P. (2009) A crise Financeira internacional e o Efeito dos Derivativos cambiais: a Operação de alvo para a frente da Aracruz Celulose. In: Seminários EM ADMINISTRAÇÃO, XII, São Paulo.

Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting horizons*, 17 (3), 207-221.

Watts, R. L., Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.

Wooldridge, J. M. (2018). *Introductory Econometrics: a modern approach*. 5.ed. Cengage Learning. Recuperado em 27 outubro 2018, de http://economics.ut.ac.ir/documents/3030266/14100645/Jeffrey_M.Wooldridge_Introductory_Econometrics_A_Modern_Approach_2012.pdf.

Zhang, J. (2008). The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45, 27–54.