



Serviço Público Federal  
Ministério da Educação  
Fundação Universidade Federal de Mato Grosso do Sul



**ESAN – ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO E NEGÓCIOS**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO STRICTO SENSU EM CIÊNCIAS**  
**CONTÁBEIS**

**DIOGO COSTA DA SILVA**

**O EFEITO DOS FATORES MACROECONÔMICOS E CONTÁBEIS SOBRE A**  
**AVALIAÇÃO DO VALOR DAS EMPRESAS**

**CAMPO GRANDE – MS**

**2019**



Serviço Público Federal  
Ministério da Educação  
Fundação Universidade Federal de Mato Grosso do Sul



**ESAN – ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO E NEGÓCIOS**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO STRICTO SENSU EM CIÊNCIAS**  
**CONTÁBEIS**

**DIOGO COSTA DA SILVA**

**O EFEITO DOS FATORES MACROECONÔMICOS E CONTÁBEIS SOBRE A**  
**AVALIAÇÃO DO VALOR DAS EMPRESAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Escola de Administração e Negócios, da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Área de concentração: Contabilidade Societária e Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Matheus Wemerson Gomes Pereira.

**CAMPO GRANDE – MS**

**2019**

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho por qualquer meio convencional ou eletrônico para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul  
Biblioteca Universitária

---

SILVA, Diogo Costa da.

O efeito dos fatores macroeconômicos e contábeis sobre a avaliação do valor das empresas/ Diogo Costa da Silva. – 2019. 81 f.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Escola de Administração e Negócios, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Campo Grande, 2019.  
Orientação: Prof. Dr. Matheus Wemerson Gomes Pereira.

1. Variáveis Contábeis. 2. Variáveis Macroeconômicas. 3. Modelo de Ohlson. 4. Crise. 5. IFRS

---

**DIOGO COSTA DA SILVA**

**O EFEITO DOS FATORES MACROECONÔMICOS E CONTÁBEIS SOBRE A  
AVALIAÇÃO DO VALOR DAS EMPRESAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Escola de Administração e Negócios da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS), e foi julgada adequada para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis, sob a orientação do Prof. Dr. Matheus Wemerson Gomes Pereira.

Aprovado em: 19 de agosto de 2019.

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Matheus Wemerson Gomes Pereira  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS)  
Julgamento: Aprovado

---

Prof. Dr. Emanuel Marcos Lima  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS)  
Julgamento: Aprovado

---

Prof. Dr. Luiz Miguel Renda dos Santos  
Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS)  
Julgamento: Aprovado

---

Prof. Dr. Michel Ângelo Constantino de Oliveira  
Universidade Católica Dom Bosco (UCDB)  
Julgamento: Aprovado

Dedico este trabalho aos meus pais e à minha namorada Ravane, com admiração e gratidão por seu apoio, carinho e presença ao longo do período de elaboração deste trabalho.

## AGRADECIMENTOS

Agradecimento ao Senhor Deus por sustentar-me em todos os momentos em que mais precisei de forças e sabedoria durante o mestrado e na finalização desta dissertação que é Dele.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Matheus Wemerson Gomes Pereira, por caminhar comigo nesses dois anos, ensinando, mostrando o que era melhor para o trabalho, conversando sobre como poderia melhorar como pessoa, sendo bem acessível, uma pessoa preocupada com o meu bem-estar e com o de todos os seus orientados.

À Divisão onde trabalho, pois compreenderam e me apoiaram nos momentos em que necessitei dar um pouco mais de atenção ao mestrado.

Aos meus colegas de turma que me ajudaram em vários momentos, como na coleta de dados, ensinando-me a fazer uma matriz de amarração, nos churrascos na casa do Fábio, no Congresso da USP, em São Paulo; foram momentos bem marcantes. Dentre esses colegas, um agradecimento especial ao Alessandro por me ensinar bastante sobre a contabilidade, por me ajudar em outros assuntos pessoais e por ser um bom amigo. E a todos que me deram apoio e suporte em cada fase nessa jornada que culminou no término de mais uma etapa da minha vida.

Como é feliz quem teme o Senhor,  
quem anda em seus caminhos!  
Você comerá do fruto do seu trabalho  
e será feliz e próspero.

(Salmos 128: 1-2)

SILVA, D. C. da. **O efeito dos fatores macroeconômicos e contábeis sobre a avaliação do valor das empresas**. 2019. 81 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Escola de Administração e Negócios, Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Campo Grande (MS), 2019.

## RESUMO

Esta pesquisa teve por objetivo verificar se existe influência das variáveis contábeis, macroeconômicas e *dummy* no valor de mercado de 269 empresas listadas na Bolsa de Valores da B3, no período de 2008 a 2014, por meio do modelo de Ohlson (1995). O modelo está alicerçado em três premissas: a primeira considera a utilização do valor presente dos dividendos futuros descontados em conjunto com a propriedade de irrelevância dos dividendos para definir o preço de ações; a segunda utiliza-se da relação *Clean Surplus Relation*; e a terceira define o comportamento estocástico das séries temporais para os lucros anormais. Os dados foram organizados em planilhas no programa Excel® e as variáveis distribuídas em colunas da seguinte maneira: valor da empresa, valor contábil do patrimônio líquido, lucro líquido, PIB, IPCA, SELIC, Câmbio, Risco País, Oferta M1 e as variáveis *dummy*. As companhias foram empilhadas em uma só matriz para formar duas regressões: uma com a variável *dummy* CRISE e a outra regressão com a variável IFRS. Os testes de Hausman (1978), Wooldridge (1991) e Wald (1943) foram empregados para analisar a adequação dos modelos. Os resultados apontaram que o modelo de Ohlson consegue estimar o valor de mercado das empresas que possuem capital aberto. Quando inserida a variável CRISE, e considerado o período 2008-2009, o sinal da variável foi positivo, mostrando que o valor das companhias aumentou. A variável IFRS apresentou sinal negativo para o período analisado, 2010 a 2014, indicando que valor de mercado das empresas diminuiu, o que ocorreu de fato, pois foi observado, ao longo do período, que as empresas foram perdendo valor, o que mostra que a variável estudada influenciou no valor de mercado das companhias da B3. As variáveis *dummy* dos 19 setores da B3 não tiveram impacto sobre o modelo estimado.

**Palavras-chave:** Variáveis Contábeis. Variáveis Macroeconômicas. Modelo de Ohlson. Crise. IFRS.

## ABSTRACT

This research had the objective of verifying if there is influence of accounting, macroeconomic and dummy variables in the market value of 269 companies listed on the B3 Stock Exchange, from 2008 to 2014 through the Ohlson model (1995). The model is based on three assumptions: the first premise considers the use of the present value of future discounted dividends in conjunction with the dividend irrelevance property to define the stock price, the second premise is based on the Clean Surplus Relation relationship, and the third premise of the stochastic behavior of the time series defines abnormal profits. The data were organized in Excel® spreadsheets and the variables distributed in columns as it follows: company value, book value of net equity, net income, GDP, IPCA, SELIC, Foreign Exchange, Country Risk, M1 Supply and dummy variables. The companies were stacked in a single matrix to form two regressions: one with the CRISE dummy variable and the other regression with the IFRS variable. The Hausman (1978), Wooldridge (1991) and Wald (1943) tests were used to verify the suitability of the models. The results showed that the Ohlson model can estimate the market value of publicly traded companies. When the variable CRISE was inserted and considered period 2008-2009, the sign of the variable was positive, showing that the value of the companies increased. The IFRS variable presented a negative signal for the analyzed period, 2010 to 2014, indicating that the market value of the companies decreased, what actually occurred, since it was observed over the period that the companies were losing value which shows that the variable studied influenced the market value of B3 companies. The dummy variables of the 19 sectors of B3 had no impact on the estimated model.

**Keywords:** Accounting Variables. Macroeconomic Variables. Ohlson Model, Crisis, IFRS.

## LISTA DE QUADROS

<b>Quadro 1</b> – Resumo bibliográfico dos trabalhos realizados com o modelo de Ohlson (1995)...	31
<b>Quadro 2</b> – Tipos de variáveis.....	37
<b>Quadro 3</b> – Matriz metodológica da dissertação.....	42

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1</b> – Estatística descritiva .....	43
<b>Tabela 2</b> – Estimadores dos dados.....	45
<b>Tabela 3</b> – Testes aplicados para a construção do modelo .....	46
<b>Tabela 4</b> – Modelos de dados em painel.....	47
<b>Tabela 5</b> – Modelos de dados em painel.....	57

## LISTA DE GRÁFICOS

<b>Gráfico 1</b> – Variação do PIB de 2008 a 2009 .....	49
<b>Gráfico 2</b> – Variação do IPCA de 2008 a 2009 .....	51
<b>Gráfico 3</b> – Variação do SELIC de 2008 a 2009 .....	52
<b>Gráfico 4</b> – Variação da Taxa de Câmbio de 2008 a 2009 .....	54
<b>Gráfico 5</b> – Variação da Oferta M1 de 2008 a 2009.....	55
<b>Gráfico 6</b> – Variação do PIB de 2010 a 2014.....	59
<b>Gráfico 7</b> – Valor de Mercado da Empresas da B3 – 2010 a 2014 .....	60
<b>Gráfico 8</b> – Variação do IPCA de 2010 a 2014.....	61
<b>Gráfico 9</b> – Variação do SELIC de 2010 a 2014.....	63
<b>Gráfico 10</b> – Variação da Taxa de Câmbio de 2010 a 2014.....	66
<b>Gráfico 11</b> – Variação da Oferta M1 de 2010 a 2014 .....	68

## LISTA DE SIGLAS

ALR	Avaliação pelo Lucro Residual
CMPC	Custo Médio Ponderado de Capital
CPC	Comitê de Pronunciamentos Contábeis
CSR	<i>Clean Surplus (Clean Surplus Relation)</i>
DDM	Desconto de Dividendos ( <i>Dividend Discount Model</i> )
DFC	Fluxo de Caixa Descontado ( <i>Discounted Cash Flow</i> )
DIL	Dinâmica das Informações Lineares
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
IPCA	Índice de Preço ao Consumidor Amplo
LL	Lucro Líquido
MDD	Método de Desconto de Dividendos
MEA	Modelo de Efeitos Aleatórios
MO	Modelo de Ohlson
MQO	Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários
MQVD	Modelo de Mínimos Quadrados com variáveis <i>dummies</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PL	Patrimônio Líquido
RIV	<i>Residual Income Valuation</i>
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
TIR	Taxa Interna de Retorno
VPL	Valor Presente Líquido
WACC	Capital ( <i>Weighted Average Cost of Capital</i> )

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>14</b>
1.1 JUSTIFICATIVA .....	17
1.2 OBJETIVOS .....	18
1.2.1 Objetivo geral .....	18
1.2.2 Objetivos específicos .....	19
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>20</b>
2.1 AVALIAÇÃO DE EMPRESAS .....	20
2.2 FLUXO DE CAIXA DESCONTADO .....	21
2.3 MODELO DE DESCONTO DE DIVIDENDOS .....	23
2.4 AVALIAÇÃO PELO LUCRO RESIDUAL (ALR) .....	25
2.5 O MODELO DE OHLSON .....	27
2.6 TRABALHOS ANTERIORES .....	31
<b>3 METODOLOGIA .....</b>	<b>36</b>
3.1 AMOSTRA E COLETA DE DADOS .....	36
3.2 VARIÁVEIS .....	37
3.3 ORGANIZAÇÃO DOS DADOS E AS ESTIMATIVAS .....	39
3.4 MODELO DE REGRESSÃO COM DADOS EM PAINEL .....	39
3.4.1 Teste de Hausman .....	40
3.4.2 Teste de Wooldridge .....	41
3.4.3 Teste de Wald .....	41
<b>4 ANÁLISE DOS RESULTADOS .....</b>	<b>43</b>
4.1 CRISE .....	48
4.1.1 PIB .....	48
4.1.2 IPCA .....	50
4.1.3 SELIC .....	51
4.1.4 Câmbio .....	53
4.1.5 Oferta M1 .....	55
4.2 IFRS .....	56
4.2.1 PIB .....	58
4.2.2 IPCA .....	60

4.2.3 SELIC .....	62
4.2.4 Câmbio .....	64
4.2.5 Oferta M1 .....	66
<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>70</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>72</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Os trabalhos em contabilidade e finanças têm procurado entender de que forma os números contábeis produzem efeitos sobre o valor das empresas (KOTHARI, 2001). Sendo assim, Beaver (1968) e Ball e Brown (1968) observaram em suas pesquisas como a divulgação dos números contábeis afetam os preços dos ativos, e a partir disso, outros estudos têm buscado identificar de que maneira os relatórios contábeis influenciam os preços das ações. Os dados fornecidos pelas demonstrações contábeis permitem aos usuários avaliar qual o desempenho de cada empresa, qual o risco existente, que decisão tomar sobre a concessão de crédito, entre várias outras (MACKENZIE et al., 2013).

Logo, esses dados também possibilitam aos usuários interessados comparar com as suas estimativas realizadas e, assim, ajustar as expectativas sobre o futuro das companhias analisadas. Dessa comparação será possível observar os seguintes aspectos: caso o valor da empresa aumente, significa que existe uma perspectiva positiva sobre ela; caso diminua, isso simboliza que os dados divulgados informam uma ótica negativa. Caso não mude, as informações reveladas pelo mercado foram semelhantes às estimadas (WATTS; ZIMMERMAN, 1990; DRAKE; ROULSTONE; THORNOCK, 2015). Isso significa que as informações contábeis anunciadas pelo mercado podem influenciar na tomada de decisão dos usuários, em como poderão alocar os seus recursos financeiros (DI PIETRA; MCLEAY; RONEN, 2014).

Diante disso, os agentes devem saber mensurar o valor de uma empresa, no intuito de tomarem decisões estratégicas que maximizem a riqueza dos proprietários. Para realizar o cálculo, alguns fatores precisam ser considerados para que não haja prejuízos e que exista uma situação de benefícios mútuos para todos os envolvidos. Entretanto, para que exista esse cenário, as negociações precisam ser do tipo ganha-ganha e, assim, potencializar os resultados para os agentes e para os investidores (CARVALHO, 2013).

Cabe destacar que entre os estudos sobre valoração de empresas está o trabalho de Modigliani e Miller (1958) que desenvolveram o método de avaliação econômico-financeira do Fluxo de Caixa Descontado (*Discounted Cash Flow* – DFC), e que usa o Custo Médio Ponderado de Capital (*Weighted Average Cost of Capital* – WACC) para trazer a Valor Presente Líquido – VPL, os fluxos de caixa futuros.

Já Damodaran (2009), cita outra metodologia de avaliação de empresas: o Método de Desconto de Dividendos (MDD). De acordo com o estudioso, “o modelo básico para avaliar o

patrimônio líquido é o de desconto de dividendos – o valor de uma ação é o valor presente dos dividendos que se espera que ela gere” (DAMODARAN, 2009, p. 337).

No entanto, Perez e Famá (2003) relatam que não existe um método melhor, pois cada administrador deve elaborar suas análises com base nas características peculiares dos ativos avaliados. Tanto o cálculo realizado pelo Fluxo de Caixa Descontado quanto pelo Método de Desconto de Dividendos apresentam resultados satisfatórios no meio acadêmico e empresarial. Porém, essas metodologias representam a forma tradicional de avaliação de empresas e são passíveis de críticas (ANG; LIU, 1998).

Nesse prisma, a ALR (Análise pelo Lucro Residual) é um modelo opcional ao método de desconto de dividendos e sua avaliação é fundamentada em múltiplos para determinação do valor de uma empresa. De forma mais ampla, o modelo é dividido em duas partes: a primeira corresponde aos ativos reais da empresa e, a segunda, refere-se ao valor presente dos lucros residuais futuros, que são todos os ganhos vindouros que estão acima do retorno sobre os ativos reais.

Para os pesquisadores Vélez-Pareja e Tham (2003), se o lucro residual for positivo, um valor adicional foi acrescentado ao patrimônio e, se for negativo, significa que a empresa perdeu valor. Primeiramente, podemos dizer que a novidade trazida por Ohlson (1995) para ALR está na ligação do lucro residual com a Dinâmica das Informações Lineares (DIL), que é um avanço das pesquisas na contabilidade para verificar o valor de um ativo (CUPERTINO; LUSTOSA, 2006).

Em certos momentos, a avaliação de entidades para determinados investidores torna-se fundamental para compra ou venda de um ativo com o objetivo de aumentar a rentabilidade, aproveitando os momentos de crise. Pois, em uma crise, o que é ruim para um é oportunidade para outro lucrar, e na crise de 2008 não foi diferente. O que foi essa crise? A crise financeira de 2008, desencadeada nos Estados Unidos e conhecida como crise do *subprime*, teve origem no mercado hipotecário norte-americano, expandindo-se pelo mundo, resultando em um desequilíbrio global, com efeitos expressivos na economia real. Considerada a pior queda desde a Grande Depressão (1929), foi tema de diversos artigos, como Stiglitz (2008; 2009), Krugman (2009), Eichengreen (2009), Reinhart e Rogoff (2009).

Assim sendo, os efeitos desse colapso impactaram mais intensamente na economia brasileira a partir de setembro de 2008, principalmente sob o aspecto da paralisação do mercado de crédito, cujo processo de crescimento voltou a ocorrer no ano de 2009, em função de medidas adotadas pelo governo federal com o objetivo de mitigar os seus efeitos (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2009). As medidas anticíclicas se destacaram no combate à crise,

principalmente àquelas referentes às políticas macroeconômicas expansionistas. De um modo geral, o mercado interno foi incentivado com o aumento de crédito, redução da taxa de juros e desonerações fiscais. Já em 2009, foi possível perceber uma recuperação na economia brasileira, tanto em relação ao crescimento quanto à volta dos fluxos financeiros para o país. Dessa forma, a maior parte das medidas tomadas para combater os efeitos da crise no Brasil foi exitosa, no sentido de evitar efeitos mais severos e duradouros à economia nacional.

Passado esse período de crise, e o país não ter sido afetado profundamente pela turbulência internacional, no ano de 2010 são adotadas as Normas Internacionais de Contabilidade, mais comumente conhecidas como *International Financial Reporting Standards* (IFRS) a partir de 2008, com a promulgação da Lei n.º 11.638, de 28 de dezembro de 2007. A principal inovação, trazida por esse processo de convergência às normas internacionais, é que a prática contábil brasileira passa a estar muito mais fundamentada na interpretação dos pronunciamentos do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC), do que na mera aplicação de regras nacionais. Isso traz consequências relevantes para a qualidade da informação contábil para o profissional da área, para outros profissionais que utilizam essa informação, como os economistas, para investidores e analistas do mercado financeiro e para outros interessados (ANTUNES et. al., 2012).

Com a introdução das normas *International Financial Reporting Standards* (IFRS), ocorreu uma mudança importante na contabilidade, que passou a evidenciar o valor justo, orientada pela primazia da essência sobre a forma. Como por exemplo, quanto aos processos de aquisições ou outras combinações de negócio (fusões e incorporações), o valor contábil utilizado para o registro é o valor de mercado (SILVA et al., 2015).

Cabe salientar que a divulgação tem um papel fundamental para os investidores, pois apresentam quais são as perdas esperadas e como estão os esforços da gestão para minimizar os seus efeitos negativos. Os relatos dos riscos podem informar ou demonstrar os movimentos nos preços dos ativos, proporcionados pela percepção do mercado em torno da persistência dos lucros de firmas mais ou menos expostas aos fatores específicos de risco (JORION, 2003; LIM; TAN, 2007).

Diante do que foi apresentado até o momento, este trabalho analisa o efeito dos fatores contábeis, o valor contábil do patrimônio líquido e os lucros anormais, dos fatores macroeconômicos, da Crise de 2008, e da adoção das normas contábeis internacionais, a partir de 2010, que foram incorporadas ao modelo de Ohlson (1995) a partir do vetor de outras informações, no valor de mercado das empresas de diferentes setores econômicos de Bolsa de Valores de São Paulo para o período de 2008 a 2014.

Para tanto, utilizaram-se as seguintes variáveis macroeconômicas: Produto Interno Bruto (PIB) que mede a riqueza do país; Taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), taxa básica de juros da economia; Inflação, medida pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), índice oficial do governo federal para controle inflacionário; Taxa de Câmbio, preço da moeda estrangeira visto em moeda nacional; e a oferta de moeda (M1), o Risco País.

Conforme Ramos (2009), a explicação do retorno das ações pelas variáveis macroeconômicas, torna-se importante para o desempenho dos investidores. A contribuição da presente pesquisa, em relação ao trabalho de Carvalho (2013), está no fato de além de serem usados os dados da economia do país, que fazem parte do ambiente macroeconômico das organizações, mais quatro variáveis são inseridas: a oferta de moeda (M1), o Risco País, a padronização que a adoção das normas contábeis internacionais proporcionou na disponibilização das informações contábeis e, também, de como a variável crise determina o vetor de outras informações do modelo de Ohlson, ampliando o número de variáveis em relação à pesquisa realizada por Carvalho (2013).

Dessa forma, para examinar adequadamente o valor de uma empresa a partir de lucros residuais futuros esperados e analisar a relevância das informações contábeis, é proposta a seguinte problemática: qual é a influência da crise de 2008, da adoção das normas contábeis no ano de 2010, dos 19 setores da B3 e das variáveis macroeconômicas (no cálculo do modelo de Ohlson, 1995) na mensuração do valor de mercado das companhias de capital aberto da Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – B3 no período de 2008 a 2014?

## 1.1 JUSTIFICATIVA

O modelo *residual income valuation* (RIV) contribui para a avaliação de empresas na medida em que o valor da firma é função dos lucros residuais e do vetor outras informações que são eventos relevantes que ainda não foram incorporados nos dados contábeis e que podem afetar lucros futuros (LOPES; SANTANNA; COSTA, 2007; OHLSON, 1995).

Desse modo, por meio do modelo de Ohlson (1995), o lucro residual do período seguinte depende do lucro residual de período predecessor, que é firmado pela premissa da dinâmica informacional linear (DIL). Pode-se dizer que a previsão dos lucros anormais futuros está apoiada na premissa do DIL e nos efeitos provocados pelo vetor outras informações (COELHO; BRAGA, 2008).

Na concepção de Ball e Brown (1968), a contabilidade agrega diversos componentes na produção de informações e, como resultado, o lucro líquido apresenta-se como um desses componentes. E por não reunir toda a informação necessária capaz de impactar nas expectativas dos investidores, acaba influenciando no comportamento do tomador de decisão na avaliação da companhia. O modelo de Ohlson (1995) é capaz de analisar empiricamente se o vetor de outras informações que já estão disponíveis tem efeito na estimação dos lucros anormais futuros e, assim, provocar alguma alteração no valor da empresa.

Além disso, Ohlson (1995), ao apresentar o seu modelo de avaliação, não especifica quais variáveis ou quais tipos de eventos devem compor o vetor outras informações e, com isso, pode-se perceber que existem determinados dados não capturados pela contabilidade que podem afetar o valor de uma firma, uma vez que esses elementos já estão disponíveis e influenciam as expectativas dos investidores (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968).

Observa-se que os trabalhos publicados sobre a metodologia de Ohlson (1995), como Carvalho (2013) e Paredes e Oliveira (2017), utilizaram as variáveis macroeconômicas no vetor outras informações, mas não consideraram as variáveis: a oferta de moeda (M1), os 19 setores da B3, o Risco-País, a Crise e a adoção das normas contábeis internacionais, sendo essa a principal contribuição do presente trabalho. O modelo de Ohlson (1995) foi escolhido por representar um grande avanço nas pesquisas sobre avaliação de ativos, e por trazer os conceitos que não estavam sendo pesquisados no meio acadêmico, como a Análise pelo Lucro Residual, e por comprovar a importância dos dados contábeis no processo de precificação.

Cabe mencionar que pesquisadores como Cupertino (2003), Guimarães (2010), Cioffi e Famá (2010), Werneck et al. (2010), Valdéz e Vázquez (2010), Ribeiro, Menezes Neto e Bone (2011), entre tantos outros, realizaram estudos com a metodologia de Ohlson (1995). E os trabalhos de Panetta (2002), Grôppo (2006), Peres et al. (2007), Callado et al. (2010) e Machado et al. (2017) apresentam acerca da importância de associar variáveis macroeconômicas com o retorno de ativos.

## 1.2 OBJETIVOS

### 1.2.1 Objetivo geral

Neste trabalho, buscamos, primordialmente, analisar o impacto da Crise Econômica de 2008, da adoção das normas contábeis no ano de 2010, procuramos investigar a influência dos 19 setores da B3 e das variáveis contábeis e variáveis macroeconômicas (no cálculo do

modelo de Ohlson, 1995) para estimar o valor de mercado das empresas de capital aberto em cada setor econômico da Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – B3 no período de 2008 a 2014.

### **1.2.2 Objetivos específicos**

- a) Estimar a influência da Crise de 2008, dos 19 setores da B3, dos fatores contábeis e macroeconômicos no valor das entidades da B3;
- b) Verificar como a adoção das normas contábeis internacionais influencia no cálculo do valor das empresas no modelo de Ohlson (1995);
- c) Estimar através da regressão com dados em painel o valor das firmas.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 AVALIAÇÃO DE EMPRESAS

A necessidade da aplicação da avaliação empresarial ou *valuation* ocorre em diversos momentos, sendo que todos convergem no objetivo único de definir um valor justo para a negociação. De acordo com Damodaran (2009), a avaliação empresarial é de grande utilidade na avaliação e gestão de carteiras, na análise de aquisições e em finanças corporativas. Para Cornell (1993, p. 7), “o objetivo de uma avaliação é estimar o valor justo de mercado de uma empresa [...]”. O resultado da avaliação não é, necessariamente, o preço de venda do empreendimento, mas pode ser entendido como um valor de referência para operações e negociações.

Dos estudos existentes sobre avaliação, os trabalhos desenvolvidos por Ohlson (1995) passaram a ocupar um lugar nos debates acadêmicos (LUNDHOM, 1995; BERNARD, 1995; FUKUI, 2001). Para compreender a magnitude do procedimento de avaliação de empresas, duas nomenclaturas devem ser diferenciadas: valor e preço (PEREZ; FAMÁ, 2003). Para os autores (2003, p. 102), “enquanto o valor é relativo e depende de vários fatores, muitos deles subjetivos, o preço é único, exato e preciso, e reflete fielmente a mensuração financeira de uma transação de compra e venda de determinada empresa”.

A avaliação empresarial pode evoluir em duas perspectivas: a primeira considera a hipótese de descontinuidade, desmanche ou liquidação da sociedade. Já a segunda, leva em conta a continuidade da operação. (MARTINS, 2001). Já Martins (1998, p. 1) afirma que:

Há duas formas de se avaliar uma empresa em circunstâncias normais:

- a) Pelo seu valor de liquidação ordenada, ou seja, pelo que valem seus ativos avaliados a preço de venda, diminuídos dos gastos para se efetuar essa venda (comissão, impostos, transportes, etc.) e o valor necessário para saldar seu passivo para com terceiros; e
- b) Pelo seu valor de funcionamento, que depende basicamente dos futuros benefícios econômicos que ela é capaz de produzir.

Nesse prisma, a primeira forma define o valor patrimonial da empresa. A fonte dessa informação é a contabilidade e que, devido a procedimentos e operações contábeis, não deve sofrer ajustes para aproximar-se da realidade. A segunda forma define o valor econômico, considerando o potencial de geração de riqueza futura. Nessa visão voltada para o futuro, consideram-se riscos e expectativas do negócio, em que variáveis e projeções de resultado implicam no resultado final da avaliação. O estudioso Assaf Neto (2010) compreende que a

definição do valor de uma empresa é uma tarefa complexa que requer coerência e rigor conceituais na formulação do modelo de cálculo. Existem diversos modelos de avaliação que possuem pressupostos e níveis variados de subjetividade.

A determinação do valor das empresas é essencial em combinações de negócios, na compra e venda de ações e participações minoritárias, na análise de oportunidades de novos negócios e viabilidade de novas empresas, dentre outras situações possíveis. A avaliação busca estimar um parâmetro que sirva de base para amparar tais transações, e a negociação das partes define o valor do negócio. O “valor justo” de uma entidade, estabelecido pelos processos de avaliação, representa o valor potencial de uma empresa em função da expectativa de geração de resultados futuros (MARTELAN; PASIN; PEREIRA, 2010).

Conforme Copeland, Koller e Murrin (2000), a mensuração do valor das organizações é útil como instrumento de gestão e serve para aprimorar o processo decisório, ou seja, calcular a criação de valor e a maximização da riqueza dos acionistas, possibilitando, assim, analisar os resultados das estratégias corporativas e a eficiência em atingir o alvo principal do empreendimento: a maximização do valor. Há diversas abordagens de avaliação com vários níveis de sofisticação. Em suma, segundo a metodologia escolhida, valores distintos para o mesmo negócio poderão ser encontrados.

Com efeito, Damodaran (2009) destaca a importância da avaliação ao afirmar que ela deve desempenhar um papel central na análise de aquisições. As partes devem estabelecer um valor justo para a empresa-alvo antes de decidir aceitar ou rejeitar a proposta. Para o autor, há fatores que devem ser considerados na avaliação de uma aquisição, como os efeitos da sinergia entre as empresas e sobre o valor resultante da reestruturação gerencial e operacional. Exige-se também atenção às expectativas de mercado e econômicas.

Com a existência de vários métodos, destacam-se na literatura financeira os Métodos do Fluxo de Caixa Descontado (*Discounted Cash Flow – DFC*) e do Desconto de Dividendos (*Dividend Discount Model – DDM*) (DAMODARAN, 2009). Sob essa perspectiva, será realizada uma análise dessas metodologias, uma vez que, o modelo de Ohlson (1995) foi derivado do DDM. As duas abordagens envolvem previsões e são parecidas, entretanto, acabam diferindo em alguns detalhes.

## 2.2 FLUXO DE CAIXA DESCONTADO

A formulação do método do Fluxo de Caixa Descontado se alicerça nos conceitos básicos de valor do dinheiro no tempo. Um conhecedor mínimo de matemática financeira e

com noções de Valor Presente Líquido (VPL), não tem dificuldade de entender suas expressões genéricas de cálculo. O Fluxo de Caixa Descontado é bastante simples em sua essência e aplicação, sendo necessário somente descontar o fluxo de caixa projetado de uma empresa para o seu valor presente.

Na literatura, o método do Fluxo de Caixa Descontado é considerado o melhor e o mais utilizado para medir o valor de uma firma. Damodaran (2009), afirma que para haver o apreçamento de um ativo devem-se descontar os benefícios futuros esperados, a uma taxa de desconto, trazendo-os a valor presente. Para os autores Perez e Famá (2003, p. 106), o método do Fluxo de Caixa Descontado é “considerado o método de avaliação que atende com maior rigor aos enunciados da teoria de finanças, pois revela a efetiva capacidade de geração de riqueza de uma empresa”. A origem dessa técnica é conferida aos pesquisadores Modigliani e Miller, em 1958.

A Equação 1 apresenta, algebricamente, o valor da empresa por esse método:

$$\text{Valor da empresa} = \sum_{n=0}^T \frac{E[Fcn]}{(1 + CMPC)^n} + \frac{E[FCp]/(CMPC - g)}{(1 + CMPC)^{t+1}} \quad (1)$$

Onde:

$E [Fcn]$  = Valor esperado do Fluxo de caixa no período  $n$ ;

CMPC = Custo Médio Ponderado de Capital;

$n$  = período do fluxo de caixa;

$E [FCp]$  = fluxo de caixa na perpetuidade;

$t$  = número de períodos da projeção;

$g$  = taxa de crescimento do fluxo de caixa na perpetuidade.

Os pesquisadores Minardi e Saito (2007), consideram que os fluxos de caixa esperados da empresa devem ser trazidos a valor presente pelo Custo Médio Ponderado de Capital (CMPC). Para este cálculo, o custo do capital de terceiros e o custo do capital próprio, são respectivamente representados pelas Equações 2 e 3. Em seguida, a Equação 4 as reduz chegando ao CMPC.

$$RDe = RDn(1 - IR) \quad (2)$$

Onde:

$RDe$  = Custo real do capital de terceiros;

$RDn$  = Custo nominal do capital de terceiros;

$IR$  = Alíquota de Imposto de Renda e Contribuição Social.

A Equação 2 é necessária para calcular o Custo Médio Ponderado de Capital (CMPC), já que verifica o custo real do capital de terceiros em um procedimento de avaliação de investimentos de uma empresa.

$$RE = RF + \beta(RM - RF) \quad (3)$$

Onde:

$RE$  = Retorno exigido;

$RF$  = Taxa de retorno de um ativo livre de risco;

$\beta$  = Risco específico da empresa;

$RM$  = Retorno esperado da carteira de mercado.

Já em (3) é outro o membro do CMPC, pois realiza o cálculo do retorno exigido (custo do capital próprio) pela empresa em um processo de avaliação de investimentos. O CMPC é uma ponderação entre o custo de capital próprio e o de terceiros por pesos ideais na estrutura de capital da firma, que resulta na fórmula a seguir:

$$CMPC = \left(\frac{E}{E+D}\right) RE + \left(\frac{D}{E+D}\right) RD \quad (4)$$

Onde:

$E$  = Capital Próprio;

$D$  = Capital de Terceiros;

$RE$  = Custo do Capital Próprio;

$RD$  = Custo do Capital de Terceiros.

### 2.3 MODELO DE DESCONTO DE DIVIDENDOS

A teoria de finanças descreve o valor da empresa em termos de dividendos futuros esperados (PENMAN; SOUGIANNIS, 1998), sendo o MDD a equação básica e teoricamente correta de avaliação (PLENBORG, 2000). Na concepção de Kothari (2001), o

desenvolvimento do MDD remonta à década de 1930 e é atribuído a Williams (1938 apud KOTHARI, 2001). Sua representação formal é:

$$p_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R^{-\tau} E_t (\tilde{d}_{t+\tau}) \quad (5)$$

Onde:

$p_t$  é o valor de mercado da empresa na data  $t$ ;

$(\tilde{d}_{t+\tau})$  é assumido para representar os dividendos líquidos em  $(t + \tau)$ ,

$R_f^{-\tau}$  é a taxa de desconto  $r$  (taxa livre de risco) mais “1”, indicado como uma constante;

$E_t$  significa o operador de expectativa baseado nas informações disponíveis na data  $t$ .

A fórmula enfoca no problema da avaliação na perspectiva do investidor: ao comprar uma parte do patrimônio líquido da empresa, o investidor espera receber dividendos referentes a essa parcela. O valor da fração que lhe pertence deve ser igual ao valor presente do fluxo de dividendos (ANG; LUI, 1998).

O conceito de dividendos utilizado na fórmula é amplo, pois ele contempla as transações de capital entre a empresa e os seus donos, como venda e recompra de ações, pagamento de dividendos, juros sobre o capital próprio, etc. Desse modo, dizer que o valor da empresa em um momento “ $t$ ” qualquer é igual ao valor presente dos fluxos de dividendos futuros em uma perspectiva infinita, é o mesmo que afirmar que a empresa vale, em termos econômicos, o valor presente de todos os fluxos de caixa esperados para serem trocados com os seus donos.

O MDD segue uma condição de equilíbrio (OHLSON, 1990 apud LUNDHOLM, 1995, p. 750) derivada de premissas primitivas sobre a economia: as taxas de juros não são estocásticas, não há informações assimétricas, isto é, as crenças são homogêneas, e os indivíduos são neutros ao risco.

Ademais, Penman e Sougiannis (1998) afirmam que a aplicação prática do MDD, considerando horizontes finitos, é vista como problemática. Um dos motivos é que a fórmula requer a predição de dividendos em horizontes infinitos para a empresa em continuidade, mas a proposição de irrelevância de dividendos de Modigliani e Miller (1961) relata que o preço da empresa não é relacionado com a periodicidade com que os pagamentos de dividendos são efetuados.

Além disso, Ang e Liu (1998) também advogam que outras variáveis devem ter predileção sobre dividendos na avaliação de uma firma, fundamentam-se no fato de que dividendos são arbitrariamente colocados pela administração da empresa. Os autores salientam ainda que é difícil estimar o processo de dividendos em amostras pequenas. Outro ponto desfavorável na utilização do MDD é o foco na distribuição e não na criação de riqueza. Penman (1992) ensina que modelos baseados em medidas que mostram a criação de valor, ao invés da sua distribuição, são fáceis de serem compreendidos e interpretados, sendo, portanto, analiticamente atrativos.

Apesar dos problemas levantados nas suas construções, o MDD constitui o enfoque tradicional para avaliação de empresas na literatura econômica e de finanças (ANG; LIU, 1998), pois ele representa um dos fundamentos do modelo de Avaliação pelo Lucro Residual (ALR). Na visão de Lo e Lys (2000), a ALR repousa na simples hipótese de que o valor da empresa representa o valor presente de todos os dividendos futuros.

#### 2.4 AVALIAÇÃO PELO LUCRO RESIDUAL (ALR)

A ALR fundamenta-se em trabalhos clássicos, dos quais, Preinreich (1938) e Edwards e Bell (1961) se destacam. Peasnell (1982) e Lehman (1993) são algumas das contribuições. O modelo de avaliação pelo lucro residual foi deixado à margem na literatura especializada e o seu renascimento é a contribuição para a contabilidade (LUNDHOLM, 1995). Por meio dos lucros, do valor contábil do PL e da relação *Clean Surplus*, é reescrito o MDD como um modelo de desconto de números contábeis.

Em sua forma mais ampla, o modelo apresenta o valor da empresa como: a soma de seus investimentos de capital e o valor presente descontado do lucro residual de suas atividades futuras. Como segue:

$$p_t = b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R^{-\tau} E_t(x_{t+\tau}^a) \quad (6)$$

Onde:

$b_t$  é assumido para representar o valor contábil do PL na data  $t$ ;

$x_{t+\tau}^a$  denota os lucros residuais no período  $t + \tau$ .

A equação acima apresenta o valor da empresa da seguinte forma:  $b_t$  - uma medida contábil de capital investido e  $\sum_{\tau=1}^{\infty} R^{-\tau} E_t(x_{t+\tau}^a)$  - uma medida do valor dos lucros residuais

esperados. Essa segunda parte da equação é apresentada como o valor presente dos fluxos de resultados econômicos futuros, ainda não incorporados ao patrimônio líquido contábil corrente, posto que ainda não foram realizados. Caso a firma tenha resultados futuros iguais à taxa da sua remuneração desejada do capital, representado pela taxa de desconto  $r$ , então o valor presente dos lucros residuais futuros será zero.

Já o lucro residual do período  $t$  é definido como o montante que a firma ganha em excesso à taxa de desconto aplicada sobre o valor contábil do PL do período anterior ( $t - 1$ ). Portanto, o lucro “residual” é interpretado como o lucro diminuído do encargo sobre o uso de capital:

$$x_t^a = x_t - r(b_{t-1}) \quad (7)$$

Onde:

$r$  é a taxa de desconto;

$x_t$  o lucro contábil ( $t-1, t$ ).

A equação acima permite afirmar que um valor positivo de lucro residual indica um período lucrativo para empresa, na medida em que a taxa de retorno contábil excede o custo de capital da firma. O modelo da ALR é igual ao modelo em que o valor da empresa é dado pelo valor presente de todos os dividendos futuros, porém redireciona o foco para variáveis contábeis (LEE, 1999; DECHOW; HUTTON; SLOAN, 1999).

Para derivar ALR do MDD, duas premissas são necessárias (LO; LYS, 2000). A primeira, refere-se à adoção de um sistema contábil que satisfaça a relação *Clean Surplus* (*Clean Surplus Relation* – CSR). A CSR é uma restrição na relação entre lucros contábeis ( $x$ ), valores contábeis do PL ( $b$ ) e dividendos líquidos ( $d$ ) no período  $t$  (MYERS, 1999). Essencialmente, CSR é uma condição imposta para que todas as variações patrimoniais transitem pelo resultado. Sua notação matemática é dada por:

$$b_t = b_{t-1} - d_t + x_t \quad (8)$$

Onde:

$b_t$  = Patrimônio Líquido Atual;

$b_{t-1}$  = Patrimônio Líquido do período  $t-1$ ;

$d_t$  = Dividendos do Período Atual;

$x_t$  = Lucros Atuais.

Essa representação de lucros é um grande avanço sobre construções anteriores (LUNDHOLM, 1995), pois a fórmula une lucros e valor contábil do PL na mesma equação e implica que o *goodwill* é igual ao valor presente dos lucros residuais futuros esperados (OHLSON, 1995). A segunda premissa para derivar a ALR do MDD é uma condição de regularidade, que impõe que o valor contábil do PL cresça a uma taxa menor que R.

$$R^{-\tau} E_t(b_{t+\tau}) \xrightarrow{\tau \rightarrow \infty} 0$$

O modelo ALR faz a ponte entre a avaliação de empresas e dados contábeis observáveis, estando apoiado em construções matemáticas simples (LO; LYS, 2000). Apesar de o modelo ALR anteceder o modelo de Ohlson em algumas décadas, este último disponibilizou a possibilidade de reconduzir o foco da pesquisa contábil sobre avaliação de empresas, constituindo uma ligação entre a ALR e proposições providas por uma estrutura adicional denominada dinâmica das informações lineares (DIL).

## 2.5 O MODELO DE OHLSON

Entender um modelo é se propor a desvendar os diversos conceitos que interagem em sinergia para sua formação. O modelo de Ohlson (1995) é estruturado sobre uma junção de conceitos subjacentes. Ignorar o significado, relacionamento ou importância dos diversos elementos que compõem o modelo amplia o risco de má especificação ou um viés no momento de interpretação dos resultados obtidos (KOTHARI, 2001). Lundholm (1995) adverte que a compreensão do modelo está além do procedimento de empregar fórmulas para ir de uma equação matemática para outra.

Do mesmo modo, os autores Garman e Ohlson (1980) e Lev e Ohlson (1982) avaliam o interesse do pesquisador James A. Ohlson em tentar associar variáveis contábeis para determinação do valor de ativos. No entanto, foi apenas a partir do seu artigo, publicado em 1995, que os pressupostos básicos dessa metodologia de avaliação foram consolidados na literatura científica e ganharam referência internacional.

Peasnell (1982), desenvolveu um modelo contábil que serviu para calcular a Taxa Interna de Retorno (TIR) da empresa e, com isso, evidenciou uma ligação entre valores econômicos, rendimentos e números contábeis. Esse trabalho foi um dos que inspirou o

modelo de Ohlson (1995), pois mostrava que as variáveis contábeis possuíam grande interligação com o valor das companhias.

Considerando a teoria existente, o Prof. James Ohlson vislumbrou a possibilidade de estruturar um modelo de avaliação, sustentado pela relação de lucro limpo (CSR), em que variáveis contábeis tivessem um papel de destaque. Ele se orientou pelo modelo de avaliação pelo lucro residual, em que o valor da empresa é igual ao somatório do valor contábil do PL mais o valor presente dos lucros residuais futuros.

Assim sendo, o modelo de Ohlson (MO) está baseado em três premissas: (a) o MDD indica o valor de mercado, considerando a neutralidade ao risco; (b) utiliza-se a contabilidade que satisfaça o CSR; e (c) o MO define o comportamento estocástico de  $x_t^a$ . Tanto (a) quanto (b) já foram objetos de atenção no presente trabalho. No primeiro, a premissa considera a utilização do valor presente dos dividendos futuros descontados em conjunto com a propriedade de irrelevância dos dividendos para definir o preço de ações. No segundo, a fórmula (8) garante a consistência da determinação do lucro, independente do sistema de contabilidade adotado.

De acordo com a equação 5, em que é demonstrado o modelo de Desconto de Dividendos, podemos formular o modelo de Ohlson. Com base nos pressupostos apresentados acima, é compreendido que os dividendos reduzem o valor contábil atual, mas não os lucros atuais (OHLSON, 1995). Partindo da equação 8, conhecida como “lucro limpo” (2ª premissa), explica que o Patrimônio Líquido atual será igual ao Patrimônio Líquido do período anterior, mais os dividendos alcançados e diminuídos do lucro atual.

Os lucros anormais calculados para a exposição do modelo são apresentados a seguir:

$$x_t^a = x_t + (R_f - 1)b_{t-1} \quad (9)$$

Onde:

$x_t^a$  = Lucros anormais no período t;

$R_f$  = Retorno do ativo livre de risco.

Assim, os lucros anormais são iguais ao lucro atual subtraído do Patrimônio Líquido do período anterior, deduzido da taxa do ativo livre de risco menos um. Ajustando a equação 8 com a equação 9, a definição implica:

$$d_t = x_t^a - b_t + R_f b_{t-1} \quad (10)$$

Usando a equação acima com o objetivo de substituir  $d_{t+1}, d_{t+2}, [\dots]$  na equação 5, encontra-se a equação abaixo:

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f E_t[x_{t+\tau}^a] \quad (11)$$

Onde:

$P_t$  = valor do ativo na data  $t$ ;

$x_{t+\tau}^a$  = operador do valor esperado dos lucros anormais condicionado pelas informações na  $t + \tau$ .

Portanto, a Equação 11 retrata o *Residual Income Valuation Model*, conhecido na literatura contábil e explorado nas pesquisas de Preinreich (1938), Edwards e Bell (1961) e Peasnell (1982). Sua análise é bastante compreensiva, visto que o valor da empresa será igual ao valor contábil do patrimônio líquido na data  $t$  mais o somatório dos lucros anormais futuros descontados a valor presente, por uma taxa livre de risco, entretanto, a restrição CSR deve ser observada a partir da Equação 8. Os lucros anormais são interpretados como os ganhos menos o custo de capital e, segundo Ohlson (1995), um lucro anormal positivo indica um período de rentabilidade, pois a taxa de retorno do patrimônio superou o custo de capital da empresa.

Para o comportamento estocástico de  $x_t^a$  são necessárias algumas considerações. Ohlson (1995) e Lundholm (1995) evidenciam que as implicações empíricas do modelo dependem da última premissa, relacionada às dinâmicas informacionais dos lucros residuais, pois sua função é colocar restrições no modelo padrão de desconto de dividendos.

Observado de uma perspectiva empírica, a firma continua sendo avaliada pelo MDD, com o diferencial de ser estabelecida a natureza da relação entre informações correntes e o valor descontado dos dividendos futuros. O processo estocástico que define a terceira premissa é conhecido como *Linear Information Dynamics*, ou dinâmica das informações lineares (DIL), e é dado pelas equações:

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (12)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2,t+1} \quad (13)$$

Onde  $x_{t+1}^a$  é o lucro anormal, ou lucro residual, para o período “ $t$ ”;  $v_{t+1}$  significa “outras informações” sobre lucros residuais futuros esperados que são observadas no final do

período “ $t$ ” mas ainda não foram reconhecidas pela contabilidade;  $\omega$  e  $\gamma$  são parâmetros de persistência;  $\varepsilon_1$  e  $\varepsilon_2$  representam os termos de erros estocásticos, assumidos para ter média zero e distribuição normal.

Segundo Cupertino e Lustosa (2006), o modelo RIV antecedeu Ohlson (1995) em várias décadas. O Modelo de Desconto de Dividendos foi derivado por Ohlson (1995) para determinação do RIV. Sendo assim, o pesquisador utilizou uma metodologia já existente, porém com uma inovação que consistiu em fazer uma ligação entre o RIV e uma Dinâmica de Informações Lineares (DIL).

Na DIL, as duas equações dinâmicas são combinadas com CSR para garantir que todos os eventos relevantes relacionados ao valor da empresa sejam absorvidos pelos lucros e valor contábil do PL (OHLSON, 1995). Assume-se ainda que  $x_{t+1}^a$  e  $v_{t+1}$  seguem um processo autorregressivo de um único intervalo. Os parâmetros de persistência –  $\omega$  e  $\gamma$  – são restringidos para serem não negativos e menores que 1. Ohlson (1995) relata que o terceiro pressuposto não impõe restrições sobre as variâncias e covariâncias dos termos de perturbação.

Vale mencionar a contribuição de Lopes, Santana e Costa (2007, p. 498) sobre esses lucros: “os resultados anormais (*residual income*) são os resultados líquidos (ou residuais) que uma empresa apresenta após deduzir de seus resultados a parcela que seria devida pela aplicação de seu capital a uma determinada taxa de remuneração mínima”.

De acordo com os três pressupostos, a Equação 14, desenvolvida a partir da combinação das equações 11, 12 e 13, o modelo de avaliação de empresas desenvolvido por Ohlson (1995) é apresentado:

$$P_t = b_t + a_1 x_t^a + a_2 v_t \quad (14)$$

Em que:

$$a_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega} \geq 0$$

$$a_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)}$$

Essa equação demonstra o seguinte: o valor de mercado de um ativo ( $P_t$ ) é igual ao valor do seu patrimônio mais a persistência dos lucros anormais e do vetor de outras informações sobre os lucros anormais. Os coeficientes e estão inteiramente relacionados com os parâmetros de persistência. Entretanto, Ohlson (1995) não explica quais são os critérios

para se obter esses parâmetros, ele informa apenas que o meio econômico e os princípios contábeis determinam os parâmetros exógenos.

## 2.6 TRABALHOS ANTERIORES

Nesta seção, observaremos alguns trabalhos que utilizaram o modelo de Ohlson (1995) em suas pesquisas na busca de tornar esse método mais eficaz no processo de precificação do valor de mercado das companhias. Dentre os estudos internacionais, é citado o de Lo e Lys (2000), em que os autores realizaram uma revisão sobre a aplicação e as contribuições do modelo. Nessa esteira, Gregory, Saleh e Tucker (2005) conduziram um teste no Reino Unido de uma versão do modelo de Ohlson (1995) para analisar reavaliações de propriedades comuns nas contas do Reino Unido e outros valores de ativos e ganhos em termos ajustados pela inflação.

Cabe ressaltar que, Vázquez, Valdés e Martin-Reyna (2012), incorporaram ao modelo de Ohlson (1995) os resíduos do modelo de Jones modificado (DAI) para investigar e concluiu-se que não afetam os preços ou podem ser uma relação altamente correlacionada entre as variáveis, indicando que as características DAI poderiam ser incorporadas aos ganhos. No quadro abaixo será mostrada uma busca realizada para encontrar trabalhos que utilizaram o modelo de Ohlson (1995).

**Quadro 1** – Resumo bibliográfico dos trabalhos realizados com o modelo de Ohlson (1995)

<b>Pesquisador (es)</b>	<b>Objetivo do trabalho</b>	<b>Período e/ou localidade</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Resultados obtidos</b>
Lo e Lys (2000)	Verificar qual a eficiência do modelo de Ohlson.	EUA	Avaliação dos estudos realizados que utilizaram o modelo de Ohlson.	Os autores afirmam que existem oportunidades para melhorar o MO, e assim testar mais o modelo.
Portella (2000)	Clarificar os fundamentos teóricos que estabelecem o elo entre Contabilidade e Finanças e, ao mesmo tempo, sustentam o lucro residual como ferramenta prática de avaliação econômico-financeira e mensuração de performance de	BRASIL	Modelo de Ohlson	O ressurgimento do lucro residual traz à tona uma estrutura teórica para se entender e discutir o sentido econômico dos números contábeis e as propriedades do método das partidas dobradas.

	empresas.			
Gregory, Saleh e Tucker (2005)	Testar no Reino Unido uma versão do modelo de Ohlson (1995). E analisaram reavaliações de propriedades comuns nas contas do Reino Unido e outros valores de ativos e ganhos em termos ajustados pela inflação.	1976 a 2000 Reino Unido	Modelo Ohlson ajustado à inflação.	De acordo com as previsões do modelo de Ohlson, os ganhos anormais modificados parecem reverter e que um processo autorregressivo de primeira ordem é suficiente para capturar a persistência de ganhos anormais reais no Reino Unido.
Lopes, Santanna e Costa (2007)	Analisar a relevância dos modelos de <i>Residual Income Valuation</i> (RIV) e <i>Abnormal Earnings Growth</i> (AEG) do MO.	1995 a 1999 Brasil	Técnica de regressão linear múltipla a partir do MO.	Ambos os modelos demonstraram ser estatisticamente significantes, porém apresentaram baixo poder explicativo – com R <sup>2</sup> próximos a 0,10.
Galdi, Teixeira e Lopes (2008)	Investigar se existiam diferenças entre os valores de uma empresa estimados pelos modelos FCD e MO.	Mês de Janeiro de 2004 Brasil	Análise dos relatórios dos analistas sobre as projeções de desempenho e de resultados FCD e o MO.	Apontaram a existência de diferenças estatisticamente significantes entre os dois métodos.
Guimarães (2010)	Investigar se a permanência ou a passagem das empresas pelo ISE – índice de Sustentabilidade Empresarial da BM&FBOVESPA conseguem influenciar seu valor de empresa a longo prazo.	1999 a 2009 Brasil	Regressão com dados em painel.	O MO foi validado no teste estatístico, isto é, consegue explicar o valor de empresa da BM&FBOVESPA no período pesquisado. A relação entre participar do ISE e o valor de empresa não foi estatisticamente significativa nesse período.
Werneck; Nossa; Lopes e Teixeira (2010)	Verificar se a análise fundamentalista, baseada em índices contábeis, tem o mesmo poder de prever retornos futuros que modelos de precificação de ativos.	1994 a 2006 Brasil	Modelo de Ohlson e modelo de Piotroski.	Concluíram que o modelo de Ohlson consegue selecionar empresas cujas ações terão performance futura superior às empresas selecionadas no portfólio Piotroski.
Cioffi e Famá (2010)	Examinar o efeito de sinalização de dividendos no valor de mercado das empresas.	1997 a 2007 Brasil	Inserção das seguintes variáveis ao MO: Lucro Líquido; Lucro antes de itens extraordinários; Itens extraordinários por ação; e Dividendos por ação.	Os dividendos têm efeito positivo sobre o processo de valoração de empresas.

Vázquez, Valdés e Martín-Reyna (2012)	Avaliar o impacto da informação de acumulação discricionária (DAI) nas demonstrações dos relatórios financeiros, a fim de identificar a relevância do valor da “qualidade dos ganhos”.	2000 a 2011 México	Modelo de Jones modificado (1991).	Os resíduos do modelo de Jones modificado (DAI) foram incorporados ao modelo de Ohlson e descobriu-se que não é estatisticamente significativo (sob critérios de estatística t) e concluiu-se que não afeta os preços ou pode ser uma relação altamente correlacionada entre as variáveis, indicando que as características DAI poderiam ser incorporadas nos ganhos.
Carvalho (2013)	Verificar se a inserção de variáveis macroeconômicas aumenta a eficiência de mensuração do modelo de Ohlson (1995).	2002 a 2011 Brasil	MO acrescida de variáveis macroeconômicas.	As variáveis PIB, SELIC, IPCA e Câmbio aumentaram o poder explicativo do MO.
Paredes & Oliveira (2017)	Avaliar o impacto dos indicadores macroeconômicos dentro do processo de <i>valuation</i> das empresas brasileiras listadas nos segmentos da Bolsa de Valores.	1995 a 2013 Brasil	MO acrescida de variáveis macroeconômicas e a variável Risco.	Os resultados indicam que o modelo foi capaz de mensurar o valor de mercado das organizações, seja em sua versão acrescida ou não, bem como, as variáveis SELIC, Taxa de Câmbio, IPCA e Risco demonstraram ser influenciadoras do processo de valoração.

Fonte: elaborado pelo autor.

É possível observar, após essa revisão, que os trabalhos buscam pelo desenvolvimento do modelo de Ohlson (MO), para que ele seja cada vez mais eficiente no processo de valoração de mercado das companhias, por meio da análise de elementos e variáveis características de cada mercado. Sendo assim, a presente dissertação busca contribuir com a discussão financeira por meio do acréscimo e exame de outras variáveis, com o objetivo de verificar o poder explicativo do MO e adaptá-lo à realidade do mercado brasileiro.

Convém mencionar, alguns estudos realizados que tiveram o objetivo de analisar qual a influência das variáveis macroeconômicas sobre o mercado financeiro. As pesquisas de Ribeiro, Gabriel e Ribeiro (2012), Righi, Schlender e Ceretta (2012), Silva e Coronel (2012) e Carvalho (2013), estudaram a relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações brasileiro. Já no cenário internacional, destacam-se os trabalhos de Ali et al. (2010), que investigaram o mercado paquistanês e, também, Quadir (2012), que discorreu sobre a bolsa de valores de Dakar.

Na busca de uma medida fidedigna para a avaliação de empresas, vários fatores devem ser levados em consideração, tendo em vista que as organizações estão expostas a inúmeros tipos de risco e a ambientes cada vez mais complexos. Por isso, investigar a influência de fatores macroeconômicos no valor das empresas se mostra importante, tendo em vista que a análise agregada fornecida pela macroeconomia tem impacto nos investimentos que as empresas realizam e na sua taxa de rentabilidade. Tais variáveis possuem relevância teórico-empírica, dado que podem influenciar diversos pontos da economia, como por exemplo: a oferta e a demanda dos produtos, por meio do aumento ou diminuição dos custos de produção, afetando a propensão a consumi-los. As variáveis macroeconômicas representam aspectos estruturais do âmbito econômico geral e as que foram utilizadas nessa pesquisa foram as seguintes:

- O PIB mensura o nível da atividade econômica de um país, ou seja, a soma de tudo que é produzido em um espaço geográfico em um dado intervalo de tempo, revelando momentos de expansão e retração. Assim, o crescimento do PIB aumenta o valor adicionado dos bens e serviços, isso significa que as empresas estão lucrando mais e, conseqüentemente, produzindo mais riquezas, o que levaria ao aumento do preço das ações (ROGERS, 2006);
- A taxa de juros, por meio do seu aumento, elevaria o preço do prêmio que investidores estariam dispostos a pagar no mercado financeiro (ROGERS, 2006). Correspondem, fundamentalmente, às condições instantâneas de liquidez no mercado monetário, oferta versus demanda de recursos (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012). Também há outros estudos nesse contexto: Abdullah e Hayworth (1993); Kwon, Shin e Bacon (1997); Tsoukalas e Sil (1999); Muradoglu, Taskin e Bigan (2000); Fifield, Power e Sinclair (2002); Mavrides (2003); e Dritsaki (2005).
- A inflação revela as variações dos preços dos produtos consumidos. Conforme Blanchard (2001), a inflação é um fenômeno monetário de elevação continuada do nível geral de preços. É um fato indesejável por elevar o custo da moeda (taxa real de juros mais taxa esperada de inflação), levando a sociedade a economizá-la, empregando recursos econômicos para tal, sacrificando, assim, a produção de bens e serviços e o bem-estar da população (FONTANA, 2005).
- A taxa de câmbio é o valor que a moeda de um país possui em relação a outra moeda. Na hipótese de ocorrer um impacto esperado da taxa de câmbio nos retornos das ações, a explicação encontrada por Dornbush e Fisher (1980) é que a elevação dos preços

externos e da competitividade das empresas nacionais no mercado externo, refletiria na valorização das ações e, assim, possibilitando maior retorno (ARAÚJO; BASTOS, 2008). Dentre as pesquisas que também abordam o assunto estão: Kwon, Shin e Bacon (1997); Muradoglu, Taskin e Bigan (2000); Ibrahim (2000); Tsoukalas (2003); e Mishra (2004).

- O risco país é um índice denominado *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+) e calcula o risco geral de um país (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012). O risco está relacionado aos preços e retornos esperados dos ativos. A sua definição pode ser entendida como a volatilidade dos resultados esperados, em relação aos valores dos ativos ou passivos de interesse (JORION, 2003). Portanto, o risco está associado às probabilidades de ocorrência de determinados resultados em eventos futuros, ou seja, está relacionado à incerteza e a possibilidade de perdas futuras.

- A oferta de moeda. Em seus estudos, Kwon e Shin (1999) encontraram evidências de que o mercado de ações coreano reflete variáveis macroeconômicas sobre os índices de preços de ações. Os resultados mostraram que os índices de preços de ações são cointegrados com um conjunto de variáveis macroeconômicas, dentre essas, a oferta monetária, e que oferece uma relação de equilíbrio de longo prazo direto com cada índice de preço das ações. Nesse mesmo sentido, Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004) observaram que os resultados de sua pesquisa fornecem algum suporte para o argumento de que os valores defasados de variáveis macroeconômicas, incluindo a oferta de moeda, têm uma influência significativa sobre o mercado de ações.

### 3 METODOLOGIA

Nesse trabalho foi utilizado o raciocínio dedutivo, pois parte do geral para o específico. “A dedução consiste em um recurso metodológico em que a racionalização ou a combinação de ideias em sentido interpretativo vale mais que a experimentação de caso por caso (BARROS; LEHFELD, 2007, p. 77)”. Partindo de uma teoria bastante estudada no meio científico, será testada a relevância do modelo de Ohlson (1995) com o acréscimo de variáveis macroeconômicas, da variável Crise e os novos padrões internacionais para precificar o valor de ativos pertencentes à Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo, a B3 no período de 2008 a 2014.

A pesquisa é classificada como quantitativa por utilizar técnicas estatísticas como coeficientes e índices. Silva (2010) coloca a ideia de investigação quantitativa como aquela que se utiliza de técnicas sofisticadas, como o emprego aprimorado de estatística. Com relação aos objetivos propostos, este trabalho é caracterizado como descritivo. Para Silva (2010), uma análise descritiva tem como principal objetivo estabelecer relações entre variáveis, a partir das características de determinada população ou fenômeno.

O tipo de pesquisa é definido como documental, pois está baseado em materiais que não receberam nenhum tipo de tratamento por parte de estudiosos e, por isso, podem ser moldados com base no objetivo que o estudo pretende atingir. E nesse tipo de investigação, o objetivo é selecionar, tratar e interpretar a informação em seu estado bruto, buscando extrair dela algum sentido e atribuir-lhe algum valor (RAUPP; BEUREN, 2004).

Esta dissertação foi elaborada por meio de uma concepção pós-positivista. Segundo Creswell (2007, p. 25), “a pessoa começa com uma teoria coleta dados que apoiem ou refutem a teoria e, então, faz as revisões necessárias antes de realizar testes adicionais”. Para aplicação do método, inicialmente, foram definidas as empresas que foram investigadas e em seguida são apresentadas as variáveis consideradas no estudo. E, por fim, são demonstrados os procedimentos utilizados para a análise dos dados.

#### 3.1 AMOSTRA E COLETA DE DADOS

As empresas que representarão a amostra fazem parte da Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – B3 no período de 2008 a 2014, conforme critério de classificação da Economática©. Para a coleta dos dados, o período de tempo da recolha compreendeu o final do mês de junho e a primeira quinzena de julho de 2018 e o mês de

janeiro de 2019. A técnica estatística utilizada será a regressão com dados em painel, com o intuito de auxiliar a interpretação dos dados. Essa técnica se baseia em uma combinação de um *cross-section* (corte transversal) com *time series* (série temporal), formando um tipo de análise quantitativa bastante útil. Logo, abaixo é apresentado um modelo de regressão com dados em painel:

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Cabe ressaltar que Baltagi (2001) apresenta algumas vantagens na utilização de dados em painel: (i) capturar a heterogeneidade, ou seja, a individualidade de cada indivíduo e (ii) o tamanho da amostra se torna bem maior, pois existe uma união de *cross-section* e de séries temporais, dessa forma, aumentam-se os graus de liberdade e reduz-se a possível multicolinearidade dos dados.

### 3.2 VARIÁVEIS

Abaixo são apresentadas as variáveis consideradas nesta dissertação:

**Quadro 2 – Tipos de variáveis**

Tipo de variável	Nome da variável	Descrição
Variável dependente	Valor da empresa	Logaritmo do calor de mercado das empresas nos anos de 2008 a 2012.
Variáveis independentes contábeis e macroeconômicas	Valor contábil do patrimônio líquido ( $b_t$ )	Logaritmo do valor contábil do PL, calculado pela equação 08 ( $b_t = b_{t-1} + x_t - d_t$ ).
	Lucros anormais ( $x_t^a$ )	Logaritmo do valor dos Lucros Anormais, calculado pela equação 09 ( $x_t^a \equiv x_t - (R_f - 1)b_{t-1}$ ).
	PIB (variável macroeconômica)	Logaritmo do Valor do Produto Interno Bruto Per Capita.
	SELIC (variável macroeconômica)	Taxa básica de juros.
	IPCA (variável macroeconômica)	Índice de Preço ao Consumidor Amplo, que representará a inflação do país.
	Taxa de Câmbio (variável macroeconômica)	Valor de uma moeda estrangeira, medido em relação à moeda nacional.
	Oferta de moeda	Logaritmo de M1. A oferta de moeda é mensurada pelo agregado monetário “Meios de pagamentos – M1 (saldo em final de período).”
	Risco País (EMBI Brasil)	É um índice que reflete o comportamento dos títulos da dívida externa brasileira (RISKTECH, 2007).
	Variável <i>dummy</i> CRISE	Representa a Crise de 2008.

	Variável <i>dummy</i> IFRS	Representa as normas internacionais contábeis a partir de 2010.
	Variável <i>dummy</i> SETORES	Representa os 19 setores da B3.

Fonte: elaborado pelo autor.

Como é possível observar, o quadro 02 apresenta as variáveis usadas para alcançar o objetivo do trabalho e também contribuir com a literatura existente sobre a avaliação de empresas. Observa-se que a variável dependente, preço (regressando) foi utilizada em conjunto com as variáveis independentes (regressores) e com duas variáveis *dummy* que verificaram o impacto no valor da empresa durante o período de 2008 a 2014. Portanto, as variáveis consideradas no trabalho exposto, a seguinte função de avaliação de empresas é apresentada:

$$\begin{aligned}
 \text{Ln (valor da empresa)}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}y_t + \beta_2 \text{Ln}x_t^a + \beta_3 \text{Ln}PIB + \beta_4 \text{SELIC} + \beta_5 \text{IPCA} + \beta_6 \text{CÂMBIO} + \\
 &\beta_7 \text{LnOferta de moeda} + \beta_8 \text{LnRiscoPaís} + \beta_9 D_{crise} + \beta_{10} D_{normas} + \beta_{11} D_{19setores da B3} + \\
 &\varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{16}$$

Onde:

$\beta_0$  = O intercepto na equação de regressão é um valor da variável dependente quando todas as variáveis independentes são iguais à zero;

$\beta_j$  = Os coeficientes de inclinações (os betas) são descritos como o movimento na variável dependente para uma variação de uma unidade de variação na variável independente – mantendo todas as outras variáveis independentes constantes. O coeficiente de inclinação é um parâmetro que reflete a variação na variável dependente para uma unidade de variação na variável independente;

$\varepsilon_t$  = O termo de erro;

A amostra da dissertação englobou todas as companhias listadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Porém, foi constituída apenas por companhias que possuíam Patrimônio Líquido positivo, pois Cupertino (2003), Lopes, Santana; Costa (2007) e Guimarães (2010) enfatizam que um PL negativo não respeita a *Clean Surplus Relation*, imposta pelo modelo de Ohlson (1995).

### 3.3 ORGANIZAÇÃO DOS DADOS E AS ESTIMATIVAS

Os dados analisados neste trabalho serão organizados em planilhas no Excel® e as variáveis distribuídas nas colunas da seguinte maneira: valor da empresa, valor contábil do patrimônio líquido, lucros anormais, PIB, IPCA, SELIC, Câmbio, Risco País, Oferta M1 e as variáveis *dummy*. As companhias serão empilhadas em uma só matriz para formar duas regressões considerando uma com a variável *dummy* CRISE e a outra regressão com a variável IFRS.

O programa escolhido que irá executar as análises desta dissertação será o *STATA*, na versão 15.1. A técnica de regressão com dados em painel foi recomendada devido à natureza dos dados, pois são desbalanceados e formam um painel curto. A quantidade de *cross-section* é diferente do número de observações e o número de empresas é bem maior que o de períodos estabelecidos.

A interpretação dos coeficientes das regressões estimadas com dados em painel será calculada através o logaritmo para o valor de mercado da empresa, do Patrimônio Líquido (PL), dos Lucros Anormais e do Produto Interno Bruto (PIB). O logaritmo dessas variáveis será trazido para a mesma unidade, para facilitar e interpretação dos dados.

### 3.4 MODELO DE REGRESSÃO COM DADOS EM PAINEL

Os modelos de regressão com dados em painel são também chamados de dados combinados, por agregar uma combinação de séries temporais e de observações em corte transversal multiplicadas por *t* períodos de tempo. Esses tipos de dados contêm informações que possibilitam uma melhor investigação sobre a dinâmica das mudanças nas variáveis, tornando possível considerar o efeito das variáveis não observadas. Podem-se destacar algumas vantagens dos dados em painel em relação ao uso específico do corte transversal ou das séries temporais (BALTAGI, 2001; HSIAO, 2003).

Dentre as vantagens, conforme Hsiao (1986), é que os dados em painel permitem o uso de mais observações, aumentando o número de graus de liberdade e diminuindo a colinearidade entre as variáveis explicativas. Sabe-se que, quando existe multicolinearidade, torna-se difícil estabelecer se um regressor individual influencia a variável resposta. Uma vez eliminado esse problema, pode-se obter uma melhora na qualidade da estimação dos parâmetros. Porém, no modelo de dados em painel podem ocorrer problemas relacionados ao enviesamento de seleção, isto é, erros resultantes da seleção dos dados que não formem uma

amostra aleatória. Dessa forma, questões como a autosseletividade (amostras truncadas) e ausência de resposta ou atrito podem ser consideradas de efeitos não observados.

Para os estudiosos Gujarati e Porter (2011), existem quatro tipos de possíveis estimações com dados em painel, são eles:

- Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para Dados Empilhados (*Pooled Data*): modelo no qual todos os dados são empilhados e não é considerada a natureza dos *cross-section* e de séries temporais;
- Modelo de Mínimos Quadrados com variáveis *dummies* para efeitos fixos (MQVD): é levada em consideração a heterogeneidade de cada indivíduo, pois cada um deles possuirá uma variável *dummy* que irá representar o intercepto, que poderá ser diferente nas diversas unidades, contudo, ele será invariante no tempo;
- Modelo de Efeitos Fixos Dentro de um Grupo (*Fixed Effects Within-group model*): conforme Gujarati e Porter (2011), é possível eliminar o efeito fixo ( $\beta_{1i}$ ) em uma estimação de regressão para dados empilhados, expressando os valores das variáveis dependentes e independentes para cada unidade como desvios de seus valores médios. São calculados os valores médios das variáveis e logo após subtraem-se os valores individuais de cada uma delas, assim os resultados são corrigidos para a média. A heterogeneidade foi eliminada “por diferenciações das observações amostrais em torno de suas médias amostrais” (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 596);
- Modelo de Efeitos Aleatórios (MEA) – (*Random Effects*): nesse caso, em vez de tratar o ( $\beta_{1i}$ ) como fixo ele é visto como uma variável aleatória com valor médio ( $\beta_1$ ) e que as diferenças entre as unidades são captadas pelo termo de erro ( $\varepsilon_i$ ). A Equação pode ser expressa da seguinte forma:  $Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + w_{it}$ , onde o  $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$  é conhecido como termo de erro composto. O  $\varepsilon_i$  é o componente de erro do corte transversal e o  $u_{it}$  é o erro combinado da série temporal e do corte transversal, conhecido como termo idiossincrático.

Para especificar qual modelo será usado nesta dissertação, três testes deverão ser realizados: de Hausman (1978), de Wooldridge (1991) e de Wald (1943) modificado.

### 3.4.1 Teste de Hausman

Para escolher entre o Modelo de Efeitos Fixos e o de Efeitos Aleatórios será aplicado o teste de Hausman (1978). Se a hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o Modelo de

Componentes dos Erros não é adequado, porque os efeitos aleatórios provavelmente estão correlacionados com um ou mais regressores. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos é preferível aos de efeitos aleatórios/componentes dos erros. As hipóteses do teste são:

$H_0$ : utilizar modelo de Efeitos Aleatórios

$H_1$ : utilizar modelo de Efeitos Fixos

Caso o  $p$ -valor seja maior que 0,05 não é possível rejeitar  $H_0$  e o modelo escolhido será o de Efeitos Aleatórios, e se o  $p$ -valor for menor ou igual a 0,05, pode-se rejeitar e escolher o Modelo de Efeitos Fixos.

### 3.4.2 Teste de Wooldridge

Em seguida, será aplicado o teste de Wooldridge (1991) para verificar se existe autocorrelação entre os resíduos da regressão.

$H_0$ : não existe correlação de primeira ordem

Caso o  $p$ -valor seja maior que 0,05 será considerada a não existência de autocorrelação entre os resíduos da regressão.

### 3.4.3 Teste de Wald

E, por último, será executado o teste de Wald (1943) para verificar a presença de heterocedasticidade. Caso seja detectada a heterocedasticidade nos dados, será necessário utilizar a correção pelo erro-padrão robusto para que eles não sejam subestimados. A hipótese nula: os dados são homocedásticos. E a hipótese alternativa: heterocedásticos, como demonstrado abaixo:

$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2, \text{ para todo } i$

Quadro 3 – Matriz metodológica da dissertação

Teoria	Objetivo geral e os específicos	Questão de pesquisa	Problema	Metodologia
Modelo de Ohlson	Analisar a influência da Crise de 2008, da adoção das normas contábeis no ano de 2010, dos 19 setores da B3, das variáveis contábeis e das variáveis macroeconômicas (no cálculo do modelo de Ohlson) na mensuração do valor de mercado das empresas de capital aberto em cada setor econômico da Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – B3 no período de 2008 a 2014.	A crise de 2008, a adoção das normas contábeis no ano de 2010, as variáveis macroeconômicas, e os 19 setores da B3 influenciam no cálculo do valor de mercado das empresas de capital aberto da Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – B3 no período de 2008 a 2014.	Qual é a influência da crise de 2008, da adoção das normas contábeis no ano de 2010, dos 19 setores da B3, das variáveis contábeis e das variáveis macroeconômicas (no cálculo do modelo de Ohlson) na mensuração do valor de mercado das empresas de capital aberto em cada setor econômico da Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – B3 no período de 2008 a 2014?	
De que forma a crise, transformada numa variável <i>dummy</i> , impacta no valor das empresas. E as variáveis PIB, que na teoria, quando aumenta, os investimentos das empresas aumentam, a taxa de juros elevada atrai novos investimentos, a taxa de câmbio, que se depreciado aumenta as exportações, beneficiando mais as empresas exportadoras, e apreciado, dificulta as importações de máquinas e equipamentos, a inflação que, quando mais alta, inibe o consumo e mais baixa aumenta o consumo. A oferta de moeda possui relação com o retorno de mercado, caso a oferta de moeda aumenta o retorno de mercado segue a mesma direção (GUNASEKARAGE, PISEDASALASAI; POWER, 2004). Para RISKTECH (2007), o EMBI – Brasil é um índice que reflete o comportamento dos títulos da dívida externa brasileira, quanto maior a pontuação no indicador de risco mais arriscado é aplicar no país.	Verificar a influência da Crise de 2008, dos 19 setores da B3, dos fatores contábeis e macroeconômicos no valor das empresas da B3.			Modelos de regressão com dados em painel no STATA: $Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$
A harmonização proporcionada pela internacionalização das normas, com mais transparência, e do objetivo de garantir que essas informações divulgadas sejam compreensíveis, relevantes, confiáveis e comparáveis, ou seja, úteis para o processo decisório dos usuários, principalmente para aqueles que são externos à empresa, podem impactar na estimação do valor das empresas.	Verificar como a adoção das normas contábeis internacionais influencia no cálculo do valor das empresas no modelo de Ohlson.			
Equação: $Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$	Estimar através da regressão com dados em painel o valor das empresas.			

Fonte: elaborado pelo autor.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Por intermédio das medidas de posição, é possível avaliar onde os dados estão concentrados, possibilitando detectar quais são, aparentemente, os valores típicos ou centrais. Calculando as estatísticas descritivas, observa-se que as variáveis Valor de Mercado, Patrimônio Líquido, Lucro Líquido, SELIC, Câmbio, Risco País e Oferta M1, obtiveram uma média maior, permitindo concluir que valores muito altos interferiram no cálculo da média, puxando-a para cima. Essa hipótese é corroborada pelos valores máximos e mínimos encontrados, que demonstram um comportamento bem destoante do apresentado pela amostra. Apenas as variáveis PIB e IPCA apresentaram médias inferiores à mediana, o que significa que valores baixos influenciaram no cálculo da média, puxando-a para baixo. Os valores máximos e mínimos comprovam essa influência.

Os resultados encontrados mostram que o valor médio de mercado das companhias que compõem a B3 é de R\$ 9.252.294,00, contudo, é possível observar uma grande variação em torno da média, pois o desvio-padrão é de mais de R\$ 31 milhões. Com isso, pode-se avaliar que existem muitas empresas com valores mais baixos e poucas empresas com valores mais altos, e essa informação pode ser confirmada verificando o valor da mediana de R\$ 1.585.751,00, que está abaixo do valor médio. Novamente, visualiza-se um valor mínimo de R\$ 4.440,00 e um máximo de R\$ 380.000.000,00, configurando grande dispersão. A seguir, a tabela 01 apresenta as informações desse estudo.

**Tabela 1** – Estatística descritiva

Dados da pesquisa em milhares de R\$							
Estatística Descritiva	Média em R\$	Mediana em R\$	Desvio Padrão em R\$	Mínimo em R\$	Máximo em R\$	Assimetria	Curtose
Valor de Mercado	9.252.294,00	1.585.751,00	31.100.000,00	4.440,00	380.000.000,00	6,8104	57,1712
Patrimônio Líquido	5.417.677,00	932.259,00	22.000.000,00	34,00	357.000.000,00	10,3919	139,8183
Lucro Líquido	4.987.238,00	840.333,00	20.000.000,00	226,00	339.000.000,00	10,0800	134,7076
PIB	21.789,19	21.825,43	4.189,94	15.966,56	28.042,56	0,0280	1,67312
SELIC	9,263	9,50	1,30569	7,92	11,82	0,3357	1,9724
IPCA	5,81	5,91	0,6671	4,31%	6,50%	-1,4326	4,0451
Câmbio	1,9612	1,9540	0,2180	1,67	2,35	0,4677	2,1398
Risco País	235,43	208	84,7153	148	428	1,4774	4,0063
Oferta M1	297.712,10	285.377,00	48.523,95	223.439,90	363.362,00	-0,0433	1,6831

Fonte: elaborado pelo autor.

Prosseguindo com a análise das medidas da estatística descritiva das variáveis apresentadas acima, observa-se que a média do PIB no período analisado foi de R\$ 21.789,19, da taxa SELIC de 9,63%, da inflação (IPCA) de 5,83%, do câmbio de R\$ 1,9612, do Risco País 235,43 e da Oferta M1 de R\$ 297.712,10. Os resultados encontrados mostram informações sobre a economia brasileira entre 2008 e 2014. Analisa-se que, no ano de 2014 em relação a 2008, houve um aumento do PIB per capita de 75,633%. A taxa SELIC sofreu uma oscilação ao longo do período para estimular a economia brasileira que estava desaquecida por conta da Crise financeira de 2008.

A média do IPCA para a inflação esteve dentro da banda estabelecida pelo COPOM, de dois pontos percentuais com meta estabelecida para 4,5%. Em relação ao câmbio, a política cambial é muito importante para equilibrar a balança de pagamentos e a estabilidade da moeda, e viu-se que, para adquirir U\$ 1 dólar, seriam necessários R\$ 1,9612 reais em média no período estudado. O Risco País teve uma média de 235,34, e no período sofreu uma queda considerável, mostrando que o país obteve confiança dos investidores externos durante a turbulência do tempo analisado, mantendo a pontuação sem grandes elevações. E a Oferta M1 teve uma média de R\$ 297.712,10 de papel-moeda em poder do público, e a autoridade monetária procurou expandir a oferta de moeda com o objetivo de estimular a economia, acompanhando os cortes dos juros para que a economia voltasse a crescer.

A análise das medidas de tendência central por si só não permite um entendimento completo, impossibilitando avaliar a regularidade com a qual as observações se apresentam. Para estimar a variação existente nos dados, isto é, como eles estão espalhados, mostra-se necessário o cálculo de medidas tais como a variância e o desvio-padrão. Nessa pesquisa, foi utilizado o desvio-padrão, que consiste na raiz quadrada da variância, transformando a medida de acordo com a unidade original dos dados. O coeficiente de variação, (desvio-padrão/média\*100), fornece meios adicionais para a interpretação da magnitude do desvio-padrão. Os cálculos foram os seguintes: o Valor de Mercado, o Patrimônio Líquido, o Lucro Líquido, o PIB, o IPCA, a SELIC, o Câmbio, o Risco País e a Oferta M1 apresentaram uma variação das observações de cerca de 336%, 406%, 401%, 19%, 11%, 14%, 11%, 36% e 16% respectivamente, valores elevados que caracterizam uma alta dispersão dos dados.

O fato de ter sido encontrada para as variáveis Valor de Mercado, Patrimônio Líquido, Lucro Líquido, SELIC, Câmbio, Risco País uma média maior que a mediana denotando uma assimetria na distribuição dos dados, mais especificamente a direita, constatação corroborada pelo coeficiente de assimetria que tem sinal positivo. A variável Oferta M1 também apresentou a sua média maior, porém a assimetria nos dados indicou sinal negativo,

mostrando que os dados distribuídos estão mais à esquerda. Já as variáveis PIB e IPCA tiveram as médias inferiores à sua mediana, demonstrando que existe uma assimetria na distribuição dos dados mais para a esquerda, confirmado pelo sinal negativo do coeficiente de assimetria. E, por fim, a curtose de todas as variáveis apresentaram uma distribuição leptocúrtica, pois o coeficiente foi superior a 0, com um pico mais alto que a distribuição normal.

A regressão com dados em painel foi utilizada na pesquisa, pois permitiu tratar os dados coletados individualmente (corte transversal) e temporal (série temporal) de forma conjunta, o que é um dos benefícios da técnica estatística. Como os dados estimados oferecem 247 companhias em sete anos, ou seja, 84 meses, o painel pode ser considerado curto ( $T < N$ )<sup>1</sup>. A amostra foi de 292 empresas, e 45 firmas não estiveram aptas, pois possuíam resultados negativos em seus balanços no Patrimônio Líquido e/ou no Lucro Líquido e também não apresentavam dados completos, em que os dados foram todos empilhados para que depois da estimação dos dados fossem encontradas duas equações: uma considerando a variável Crise, período de 2008-2009, e a outra, considerando a variável IFRS, durante o período de 2010-2014, com a adoção obrigatória pelas empresas de mercado aberto. Também nas duas equações, cada setor foi tratado como uma variável *dummy* para também ser observado se influenciam na valoração das empresas da B3.

Logo, os diferentes estimadores indicam como os modelos se ajustam. A tabela 2 mostra que o estimador *Within* relaciona-se com a variação das observações intra-grupos, ou seja, a variação para a variável dependente foi baixa de 33,51%. Já o *between* reflete a variação entre as observações do corte transversal (entre-grupos) e apresenta uma variação de 83,99% entre as variáveis independentes e, por último, o *overall*, de forma geral, demonstrou uma variação geral de 77,51%.

**Tabela 2** – Estimadores dos dados

R <sup>2</sup> <i>Within</i> :	0,3351
R <sup>2</sup> <i>Between</i> :	0,8399
R <sup>2</sup> <i>Overall</i> :	0,7751

Fonte: elaborado pelo autor.

Conforme explicitado na metodologia, alguns testes foram realizados para estimar o melhor modelo para o presente trabalho. Na tabela a seguir são apresentados os resultados dos testes executados.

<sup>1</sup> T = número total de observações ao longo do tempo; N = número de indivíduos.

**Tabela 3** – Testes aplicados para a construção do modelo

Teste de Chow	
Prob > F =	0,0000
Teste de Hausman	
Chi2(9) =	170,25
Prob > Chi2 =	0,0000
Teste de LM de Breusch-Pagan	
Chi2(01) =	1522,93
Prob > Chibar2 =	0,0000
Teste Modificado de Wald (Heterocedasticidade)	
Chi(218) =	63925,32
Prob > Chi <sup>2</sup> =	0,0000
Teste de Wooldridge para Autocorrelação	
F (1, 208) =	178,025
Prob > F =	0,0000

Fonte: elaborado pelo autor.

Por meio do teste F de Chow, que é apresentado ao se estimar o modelo de Efeitos Fixos, rejeita-se a hipótese nula de que há igualdade de interceptos e inclinações para as variáveis, indicando que o modelo de Efeitos Fixos é melhor que o modelo Pooled. O teste Breusch-Pagan indica a rejeição da hipótese nula de que há adequação do modelo Pooled em relação ao modelo de Efeitos Aleatórios.

Para decidir entre o modelo de Efeitos Fixos ou Aleatórios foi executado o teste de Hausman (1978) em que a hipótese nula é que o modelo preferido é Efeitos Aleatórios *versus* a alternativa dos Efeitos Fixos, para mais informações, consultar Greene (2008). Ele basicamente testa se os erros únicos (ui) estão correlacionados com os regressores, a hipótese nula é que eles não estão. Após a estimação dos dados no software *STATA*, o teste de Hausman (1978) apontou que o modelo de Efeitos Fixos é o mais eficiente. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Carvalho (2013), ao encontrar apenas uma equação para as empresas analisadas como um todo em seu trabalho. Os dados estimados apresentaram, por intermédio do teste de Wooldridge (1991), autocorrelação de primeira ordem e heterocedasticidade pelo teste de Wald (1943).

Analisando o modelo de Efeitos Fixos é observado que o teste F (Prob > F) apresentou um valor de menor que 0,05 indicando que, inicialmente, o modelo está correto. Os valores bicaudais ( $P > |t|$ ) testam as hipóteses que cada coeficiente é diferente de 0. Para rejeitar isso, o p-valor tem que ser menor que 0,05 (é possível escolher um alfa de 0,10), se esse é o caso, então pode-se entender que a variável tem uma influência significativa na variável dependente

(y). Observando a tabela abaixo, apenas a variável Risco País não obteve significância estatística.

**Tabela 4 – Modelos de dados em painel**

Variáveis	MQO		MEF		MEA	
	Coefficiente	<i>p-value</i>	Coefficiente	<i>p-value</i>	Coefficiente	<i>p-value</i>
Ln (Valor)						
Ln (PL)	0.5638968	0.000*	0.2441098	0.000*	0.4280650	0.000*
Ln (LL)	0.4170798	0.000*	0.1743060	0.000*	0.2995557	0.000*
Ln (PIB)	-6.4996350	0.005*	-4.4833070	0.000*	-5.4972700	0.000*
IPCA	-0.2087593	0.129	-0.2248399	0.003*	-0.2083005	0.008*
SELIC	0.2009695	0.011**	0.1497023	0.000*	0.1695869	0.000*
TXDECÂMBIO	-0.9040445	0.025**	-0.9256152	0.000*	-0.8814524	0.000*
Ln (RÍSCOPAÍS)	-0.1459683	0.506	-0.1936359	0.103	-0.1793635	0.155
Ln (OFERTAM1)	9.0136000	0.004*	7.1515040	0.000*	7.9209740	0.000*
CRISE	0.1016328	0.096***	0.0601721	0.070***	0.0757319	0.032**
Agro	-	-	-	-	-0.1028512	0.854
Alimentos	0.3847070	0.098***	-	-	0.2821136	0.383
Comércio	0.9125346	0.000*	-	-	0.8184814	0.009*
Construção	-0.2820741	0.209	-	-	-0.2673874	0.349
Eletrônicos	-0.1688016	0.513	-	-	-0.4130688	0.349
EnergiaElétrica	0.0808743	0.714	-	-	0.2667483	0.314
FinançasSeguros	-0.0481378	0.828	-	-	0.0735048	0.788
MáquinasIndustriais	-0.1763004	0.495	-	-	-0.3271128	0.444
MineraçãoeMinerais	0.2435871	0.331	-	-	0.2184375	0.581
Outros	0.2322702	0.285	-	-	0.1161022	0.644
PapeleCelulose	-0.1130962	0.668	-	-	-0.2138844	0.618
PetróleoGás	0.6321876	0.013**	-	-	1.0995250	0.004*
Química	-0.2441218	0.344	-	-	-0.3472469	0.416
SiderurgiaeMetalurgia	0.0036528	0.987	-	-	-0.1748027	0.565
SoftwareeDados	1.5413850	0.000*	-	-	1.4276450	0.059**
Telecomunicações	0.1872414	0.497	-	-	0.7961965	0.097***
Têxtil	-0.3084751	0.181	-	-	-0.4609551	0.136
TransporteeServiços	0.5865728	0.013**	-	-	0.6168317	0.063***
Veículos	0.1318177	0.571	-	-	-	-
Constante	-46.40371	0.016**	-34.21033	0.001*	-38.658100	0.000*

Fonte: resultados da pesquisa elaborada pelo autor.

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; e \*\*\* significativa a 10%.

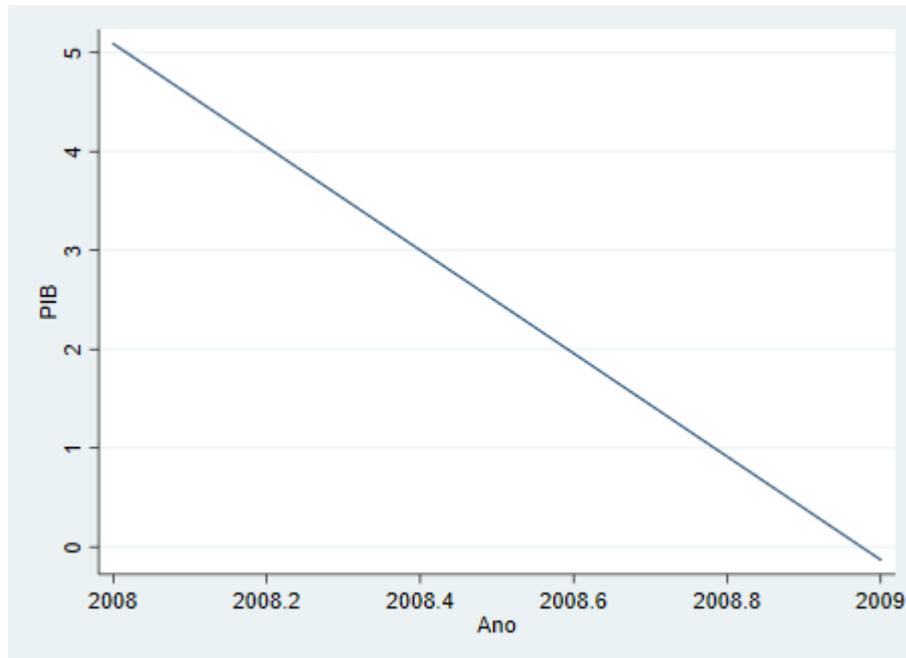
As análises a seguir consideram as variáveis CRISE e IFRS.

## 4.1 CRISE

Considerando a variável *dummy* Crise no modelo, podemos executar as seguintes análises. As variáveis contábeis, Patrimônio Líquido e Lucro Líquido, obtiveram estatísticas significativas a 1% e sinais positivos, cumprindo com a premissa do modelo de Ohlson (1995). Os dados indicam que uma variação positiva de 1% em algum dos coeficientes, o PL impacta em mais de R\$ 2 milhões e o LL impacta em mais de R\$ 1 milhão e 700 mil, no valor de mercado das empresas em conjunto da B3, mantendo todas as outras variáveis constantes. A pesquisa de Carvalho (2013) confirma o resultado encontrado no trabalho. Partindo para a análise das variáveis macroeconômicas, a tabela também mostra que quase todas possuem significância estatística, onde somente a variável Risco País, não apresentou uma estimativa aceitável.

### 4.1.1 PIB

Iniciando-se pela variável PIB durante o período da crise, o coeficiente apresentou sinal negativo com valor de -4.4833070, sinalizando uma relação inversa com a variável dependente. O valor do coeficiente mostra que uma variação de 1% no PIB reduz o valor de mercado das empresas em mais de R\$ 4 bilhões mantendo as outras variáveis constantes, indicando que um fraco desempenho da atividade econômica afeta de forma a reduzir o valor de mercado das empresas da B3. O gráfico 1 salienta o que ocorreu com o PIB no período.

**Gráfico 1 – Variação do PIB de 2008 a 2009**

Fonte: IBGE (2019).

No período informado, ocorre uma queda de 5,09% para -0,13%, confirmando que a atividade econômica tem consequência no valor das companhias, nesse caso, diminuindo-a. Segundo Giambiagi et al. (2011), entre 2004 e 2008, o Produto Interno Bruto (PIB) teve um expressivo aumento. O contágio da crise do *Lehman Brothers* sobre a economia brasileira, a partir de setembro de 2008, segundo o Tribunal de Contas da União (TCU, 2008), o PIB brasileiro sofreu uma redução de 3,6%. Essa queda foi marcada pela retração de 7,4% no setor industrial, o setor que mais sofreu com a Crise, e para a demanda interna, a redução foi de 9,8%.

Já em 2009, a evolução da economia brasileira, a partir de meados do primeiro semestre, foi com o processo de retomada consistente do nível da atividade que sucedeu o breve período recessivo registrado após o agravamento da crise mundial. No segundo semestre, em especial no segundo trimestre, o impacto da atuação do governo para uma gradual recuperação da economia do país indicou uma reversão da queda do PIB, que caiu 0,13%. Nas áreas fiscal, monetária e creditícia o governo adotou medidas gerais e ações específicas voltadas aos demais setores (TCU, 2009).

Observando esse período, o índice IBOVESPA, referência da Bolsa de Valores de São Paulo, sofreu com a turbulência externa e acumulou um prejuízo de 41,22% ao fim de 2008, mesmo com bons fundamentos macroeconômicos, o que fez com que os valores de mercado das companhias fossem reduzidos em 38,37%, em relação ao ano de 2007. Por mais que o

PIB tenha subido 5,09%, a Crise atingiu outros setores e, assim, confirmando o sinal negativo da variável. Além disso, em 2009 o índice IBOVESPA encerrou o ano com valorização de 82,66%, pois a crise externa foi contornada pelas políticas adotadas e pela recuperação da atividade econômica, indicando também que a variável, caso fosse positiva, aumentaria o valor de mercado, o que de fato ocorreu, com reversão dos prejuízos do ano de 2008.

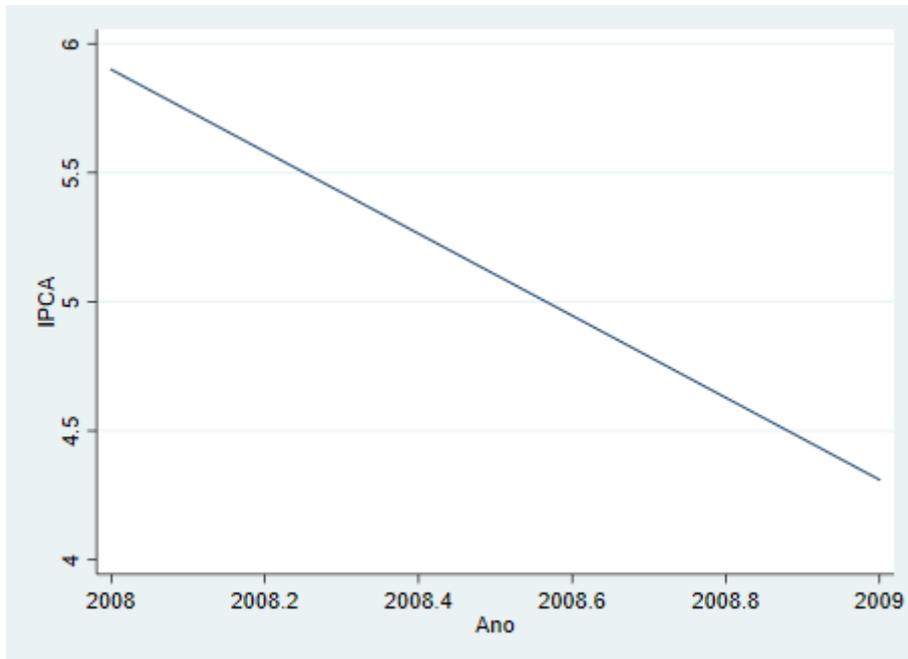
#### **4.1.2 IPCA**

Ao avaliar o coeficiente IPCA no modelo, o resultado estimado mostrou um comportamento negativo, apontando que uma alta na inflação pode influenciar de forma a reduzir o valor de mercado das empresas da B3. O coeficiente encontrado de -0.2248399 estabelece que quando os preços aumentam em 1%, o valor de mercado das companhias diminui em mais de R\$ 2 milhões.

A Crise contribuiu para a queda do IPCA em 2008, em que os problemas internacionais, com alguma repercussão no mercado interno e externo, fizeram com que produtos que seriam exportados ficassem no mercado interno, aumentando, dessa maneira, a oferta e, além disso, houve redução da demanda interna, dificultando os repasses de aumentos de preços.

Cabe ressaltar que, em 2009, a redução do ritmo de crescimento nos preços dos alimentos, principalmente no segundo semestre, foi o fator que mais contribuiu para a diminuição do IPCA na passagem de um ano para o outro. Os alimentos tiveram variação bem menor, de 3,18%, sendo 2,64% nos seis primeiros meses, e 0,52% no período de julho a dezembro. Na pesquisa de Carvalho (2013), a variável macroeconômica IPCA apresentou sinal negativo.

É interessante observar que nesse período a inflação esteve em declínio, o que mostra que a ela pode não ter influenciado de forma determinante na queda do valor de mercado das empresas da B3 no ano de 2008, pois a relação foi inversa. Entretanto, em 2009 a diminuição da inflação ainda persistiu e o valor das empresas aumentou, apontando que a relação inversa existe, uma queda da inflação aumenta o valor das empresas e vice-versa. O gráfico 2 apresenta a variação do IPCA.

**Gráfico 2 – Variação do IPCA de 2008 a 2009**

Fonte: IBGE (2019).

#### 4.1.3 SELIC

A análise da variável SELIC é a seguinte: com a crise instalada no mercado imobiliário norte-americano, em 2007, o ciclo de crédito brasileiro permanece ascendente, dessa vez, com uma inovação financeira, sendo os contratos de financiamento, aos quais as empresas estão vinculadas a operações com derivativos de câmbio. Tal inovação foi inicialmente conduzida pelos bancos estrangeiros, porém, rapidamente se disseminou nos bancos privados nacionais (PRATES; BIANCARELI, 2009).

Nesse prisma, o mercado financeiro encontra-se beneficiado pela dinâmica dos investimentos e também pelo crescimento ascendente da economia brasileira desde o ano de 2007 e, desse modo, nos primeiros meses de 2008, as taxas de crédito das empresas se expandem superando as taxas de pessoas físicas. Com isso, esse setor vai ganhando importância durante o ciclo (PRATES; BIANCARELI, 2009).

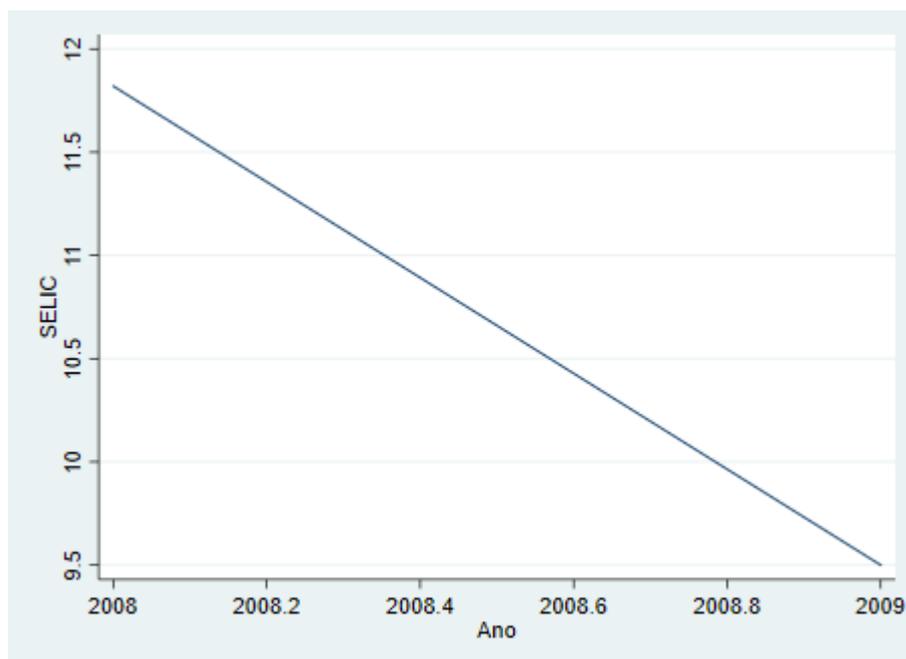
No primeiro momento da crise financeira, em 2007, a captação de recursos pelas empresas brasileiras foi restringido devido a perda de dinamismo do mercado de capitais, porém a participação dos investimentos internacionais elevou-se. Com a intenção de frear o crédito, algumas medidas foram tomadas e para desacelerar a expansão da economia, isso porque era necessário conter as pressões inflacionárias as quais contribuíam para diminuir o

dinamismo do mercado de capital doméstico em 2008, assim o custo de emissão de títulos de dívida direta das empresas se elevaria.

A elevação da taxa SELIC, a partir de outubro de 2008, foi considerada também uma das principais medidas pela qual a disputa por recursos no mercado doméstico foi acirrada. Pois esse aumento fez com que os títulos públicos passassem a ser mais atrativos, fazendo com que a carteira de aplicações brasileira tivesse uma realocação de recursos com destaque para os investidores institucionais, em detrimento das ações e dos títulos de dívida privada. Ocasionalmente um aumento do custo de captação das empresas e dos bancos de pequeno e médio porte (FREITAS, 2009).

A condução da política monetária em 2009 teve como pauta os desdobramentos do acirramento da crise mundial, iniciado no segundo semestre de 2008, sobre a trajetória da atividade econômica interna. Em resposta ao novo ambiente experimentado pela economia mundial que, caracterizado por restrições importantes no mercado de crédito, aumento da aversão ao risco e deterioração de expectativas, traduziu-se em retração acentuada da atividade interna no final de 2008 e, no início de 2009 (Gráfico 01). O Banco Central optou pela reversão da postura mais restritiva adotada na condução da política monetária em 2008, reduzindo a taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), no decorrer de 2009, fato que pode ser observado no gráfico 03.

**Gráfico 3 – Variação do SELIC de 2008 a 2009**



Fonte: IPEA (2019).

Adicionalmente, foi considerado que o desaquecimento da demanda, motivado pelo aperto das condições financeiras, pela deterioração da confiança dos agentes e pela contração da atividade econômica global, havia criado importante margem de ociosidade dos fatores de produção e que esse desenvolvimento deveria contribuir para conter as pressões inflacionárias, mesmo diante das consequências do processo de ajuste do balanço de pagamentos e da presença de mecanismos de realimentação inflacionária na economia (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2009).

Convém mencionar que a taxa SELIC apresentou um coeficiente positivo, com o valor estimado de 0.2009695, apontando que a elevação de 1% dos juros pode aumentar o valor das empresas em mais de R\$ 2 milhões. Ocorre que, no ano de 2008, a taxa de juros estava em queda, e isso influenciou no primeiro momento no declínio do valor de mercado. Já em 2009, a taxa continuou a cair, mas o índice IBOVSPA apresentou uma valorização das empresas de 59,94% em relação a 2008. Pode-se entender que a queda dos juros não teve uma influência significativa, pois houve uma relação inversa nesse período, com a diminuição dos juros e elevação do valor das empresas. Por outro lado, a taxa praticada no Brasil é uma das maiores do mundo, o que faz com que capitais externos migrem para o país em busca de valorização

#### **4.1.4 Câmbio**

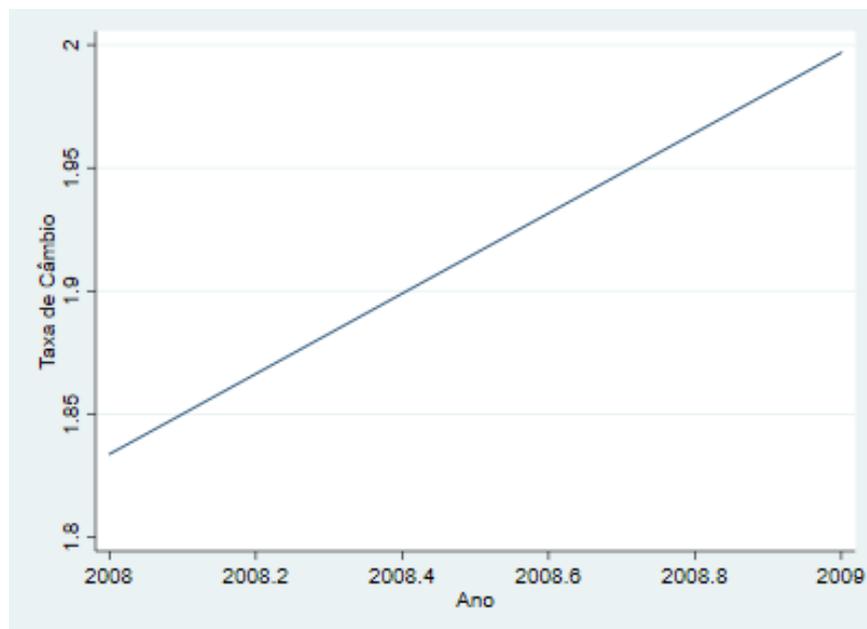
Ao analisar a variável Câmbio que apresentou sinal negativo, podemos observar o seguinte: a taxa de câmbio tem um movimento de desvalorização no período da crise, passando de R\$ 1,8346 em 2008, para R\$ 1,9976 ao final de 2009. O Brasil acabou sentindo o efeito da Crise de 2008 sobre o preço da moeda nacional e sobre os fluxos de capitais transacionados no país. De acordo Prates e Farhi (2009), um ano após a eclosão da crise originada na economia norte-americana, o Real ainda apresentava um movimento de apreciação. No período de julho de 2007 a julho de 2008, houve uma apreciação de 17% do Real. Porém, a partir de agosto de 2008, com a falência do *Lehman Brothers*, a crise financeira internacional aprofundou-se, aumentando fortemente a aversão ao risco que desencadeou um generalizado movimento de fuga de capital e forte desvalorização das moedas das economias periféricas, entre elas, o Brasil (LIMA; DEUS, 2013).

Entretanto, foi possível constatar que o Brasil se recuperou de maneira relativamente rápida, pois no final de novembro de 2008, os capitais estrangeiros retornaram ao país. Isso aconteceu devido ao aumento da confiança dos investidores na economia brasileira, que no

momento da crise apresentava inflação controlada, dívida externa líquida negativa, relação dívida pública e Produto Interno Bruto (PIB) estável e altas taxas de crescimento econômico.

Com o retorno dos capitais externos ao país, o governo instituiu em outubro de 2009 uma alíquota de 2% para o IOF incidente na entrada de capitais externos destinados à aplicação em ativos de renda fixa e variável no Brasil. O objetivo foi reduzir a excessiva valorização do Real frente ao dólar (TCU, 2009). O gráfico 4 ilustra a variação ocorrida no período.

**Gráfico 4** – Variação da Taxa de Câmbio de 2008 a 2009



Fonte: Ipeadata (2019).

O gráfico 4 mostra que, de fato, no primeiro momento houve uma desvalorização, confirmado pelo sinal da variável, porém a atuação do governo controlou esse processo e, devido ao Brasil suportar melhor o momento turbulento, fez com que os investidores confiassem na capacidade da nação e voltassem a investir capital no país. De acordo com o sinal encontrado na estimação, o coeficiente de  $-0,9256152$  sinaliza que a desvalorização de 1% da moeda pode diminuir o valor das empresas em quase R\$ 1 bilhão. A desvalorização começa a partir de setembro de 2008 e esse movimento acaba influenciando na queda do valor das entidades, principalmente pela saída de investidores estrangeiros do país, confirmado pela queda do IBOVESPA no período, com prejuízo de 41,22%. No final de 2009, o movimento do IBOVESPA foi de alta, com uma valorização ao final do ano de 82,66%, e o câmbio

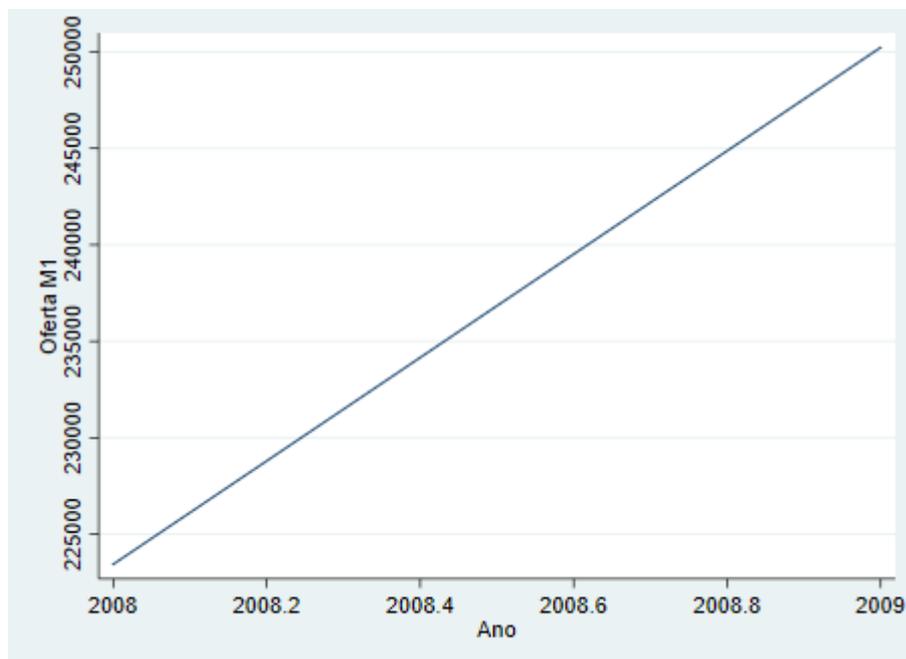
acompanhou esta subida, sofrendo uma desvalorização mais suave que demonstra que a variável teve influência sobre o valor de mercado.

#### 4.1.5 Oferta M1

Ao avaliar o coeficiente macroeconômico OFERTAM1 (M1 = papel-moeda em poder do público + depósitos à vista), é possível perceber que a sua evolução repercutiu o expressivo desempenho da atividade econômica em 2008, associado à expansão das operações de crédito, à melhoria das condições de renda e emprego, bem como ao forte ingresso de recursos externos (TCU, 2008).

O crescimento das operações de crédito para as pessoas físicas foi estimulado, principalmente pelas operações de *leasing*, destinadas em sua maioria à aquisição de veículos, e crédito consignado. Tratando-se das empresas, a maior motivação foi por capital de giro e *leasing* para compra de veículos e equipamentos (TCU, 2008). O gráfico 5 exibe a variação da oferta de moeda de 2008 a 2009.

**Gráfico 5** – Variação da Oferta M1 de 2008 a 2009



Fonte: Ipeadata (2019).

Em 2009 a evolução de moeda (M1) e crédito esteve condicionada pelos reflexos da crise financeira internacional sobre a economia brasileira. A expansão dos principais agregados monetários registrou significativa desaceleração, comparativamente aos anos

anteriores, em decorrência da contenção observada no mercado de crédito e da retração dos negócios em diversos ramos da economia, fatores que resultaram no arrefecimento do crescimento econômico.

As medidas de provisão de liquidez adotadas pelo Banco Central propiciaram a recuperação gradual das contratações de crédito, resultando na retomada gradual do ritmo de expansão das operações. Tal recuperação verificou-se, inicialmente, e de forma mais nítida, nos empréstimos às famílias, tendo em vista o comportamento bastante favorável dos indicadores de emprego e renda. O crédito a pessoas jurídicas apresentou desempenho mais moderado, exibindo tendência de expansão a partir do segundo semestre, porém em ritmo arrefecido, comparativamente ao observado antes da Crise.

O coeficiente OFERTA M1 apresentou um coeficiente positivo de 7.1515040, o que mostra que um crescimento de 1% na oferta de moeda, aumenta o valor de mercado das companhias em mais de R\$ 7 bilhões, comportamento não verificado no ano de 2008, em que o valor das empresas desabou. No entanto, em 2009, com o foco na crise financeira externa, a oferta de moeda seguiu aumentando, em ritmo menor, podendo ter influenciado na valorização das empresas no período. Essa correlação positiva está alinhada com a trajetória de queda da taxa SELIC (gráfico 03), com objetivo de manter o crédito na economia.

A variável *dummy* Crise, durante a estimação, apresentou um comportamento positivo e significativo a 10% com o valor de 0.0601721, mostrou que, no período, a influência da variável encontrada pode aumentar o valor das empresas em mais de R\$ 600 mil. Apesar de, em 2008, o valor das empresas ter sofrido uma grande desvalorização, de 2008 para 2009, o valor de mercado teve uma grande valorização, indicando que o modelo de Ohlson (1995), por intermédio do vetor outras informações, consegue estimar o valor das companhias de mercado aberto que fizeram parte desta pesquisa. A equação abaixo apresenta a estimação considerando a variável Crise:

$$\begin{aligned} \ln(\text{valor})_{it} = & -34.21033 + 0.2441(PL_{it}) + 0.1743(LL_{it}) - 4.4833(PIB_{it}) - \\ & 0.2248(IPCA_{it}) + 0.2009(SELIC_{it}) - 0.9256(C\hat{A}MBIO_{it}) + 7.1515(OfertaM1_{it}) + \\ & 0.0601721(D_{CRISE\ t}) + \varepsilon_{it} \quad (17) \end{aligned}$$

## 4.2 IFRS

**Tabela 5 – Modelos de dados em painel**

Variáveis	MQO		MEF		MEA	
	Coefficiente	<i>p-value</i>	Coefficiente	<i>p-value</i>	Coefficiente	<i>p-value</i>
Ln (Valor)						
Ln (PL)	0.5638968	0.000*	0.2441098	0.000*	0.4280650	0.000*
Ln (LL)	0.4170798	0.000*	0.1743060	0.000*	0.2995557	0.000*
Ln (PIB)	-6.4996350	0.005*	-4.4833070	0.000*	-5.4972700	0.000*
IPCA	-0.2087593	0.129	-0.2248399	0.003*	-0.2083005	0.008*
SELIC	0.2009695	0.011**	0.1497023	0.000*	0.1695869	0.000*
TXDECÂMBIO	-0.9040445	0.025**	-0.9256152	0.000*	-0.8814524	0.000*
Ln (RÍSCOPAÍS)	-0.1459683	0.506	-0.1936359	0.103	-0.1793635	0.155
Ln (OFERTAM1)	9.0136000	0.004*	7.1515040	0.000*	7.9209740	0.000*
IFRS	-0.1016328	0.096**	-0.0601721	0.070***	-0.0757319	0.032**
Agro	-	-	-	-	-0.1028512	0.854
Alimentos	0.3847070	0.098***	-	-	0.2821136	0.383
Comércio	0.9125346	0.000*	-	-	0.8184814	0.009*
Construção	-0.2820741	0.209	-	-	-0.2673874	0.349
Eletrônicos	-0.1688016	0.513	-	-	-0.4130688	0.349
EnergiaElétrica	0.0808743	0.714	-	-	0.2667483	0.314
FinançasSeguros	-0.0481378	0.828	-	-	0.0735048	0.788
MáquinasIndustriais	-0.1763004	0.495	-	-	-0.3271128	0.444
MineraçãoeMinerais	0.2435871	0.331	-	-	0.2184375	0.581
Outros	0.2322702	0.285	-	-	0.1161022	0.644
PapeleCelulose	-0.1130962	0.668	-	-	-0.2138844	0.618
PetróleoGás	0.6321876	0.013**	-	-	1.0995250	0.004*
Química	-0.2441218	0.344	-	-	-0.3472469	0.416
SiderurgiaeMetalurgia	0.0036528	0.987	-	-	-0.1748027	0.565
SoftwareeDados	1.5413850	0.000*	-	-	1.4276450	0.059**
Telecomunicações	0.1872414	0.497	-	-	0.7961965	0.097***
Têxtil	-0.3084751	0.181	-	-	-0.4609551	0.136
TransporteeServiços	0.5865728	0.013**	-	-	0.6168317	0.063***
Veículos	0.1318177	0.571	-	-	-	-
Constante	-46.30208	0.016**	-34.15015	0.001*	-38.58236	0.000*

Fonte: Resultados da pesquisa, 2019 – Elaborado pelo autor.

\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%; e \*\*\* significativa a 10%.

No tocante à variável *dummy* IFRS, o período analisado compreendeu os anos de 2010 a 2014, que engloba o período pós-crise e, também, a adoção das normas internacionais que padronizam os demonstrativos contábeis, obrigatória para as empresas de capital aberto. Nesse período, as variáveis contábeis e macroeconômicas, mantiveram o mesmo

comportamento já observado na estimação com o coeficiente *CRISE*. Na tabela 5 foi apresentado o cálculo em que será feita a análise.

#### 4.2.1 PIB

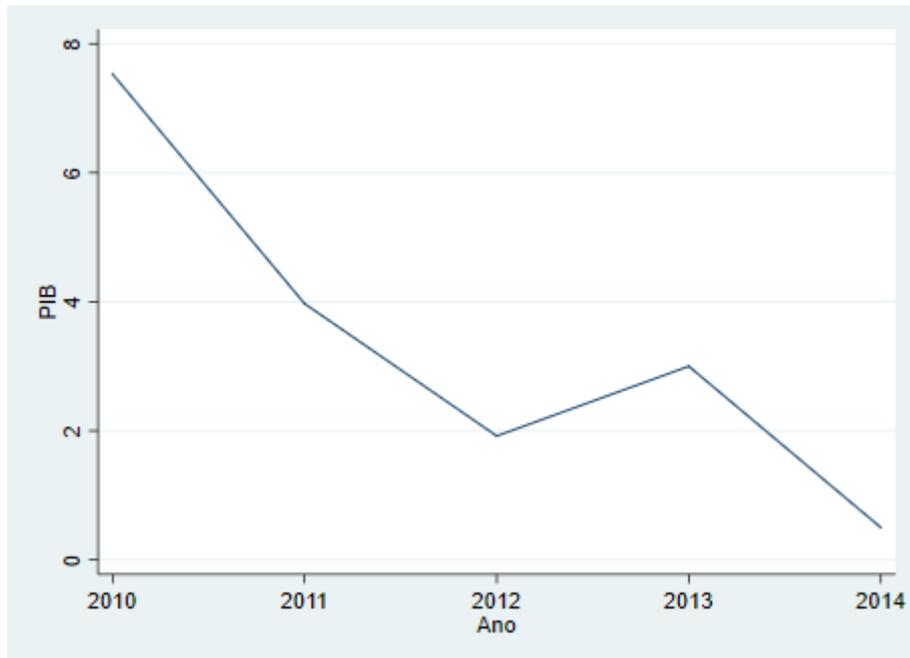
Em relação ao PIB, entre os anos de 2010 e 2014, em 2010 podemos observar que o crescimento tem como influência a forte demanda interna. O crescimento do PIB, em 2011, foi afetado pela crise econômica nos Estados Unidos e na Europa e também foi prejudicado pela política contra inflação adotada pelo Banco Central, que elevou as taxas básicas de juros (*SELIC*), desestimulando o consumo.

Com o objetivo de acelerar o crescimento do PIB em 2012, o governo brasileiro aderiu a algumas medidas, como por exemplo, a diminuição da taxa básica de juros (*SELIC*), a redução de impostos como o Produto sobre Produtos Industrializados (*IPI*) para alguns setores da economia, por exemplo, eletrodomésticos, automóveis, materiais de construção, também fizeram parte do pacote de providências do governo para evitar a desaceleração da economia brasileira ao longo de 2012.

No ano de 2013, a economia brasileira cresceu 2,3% e os três setores analisados pelo IBGE para o cálculo do PIB mostraram avanço, com destaque para a agropecuária, que cresceu 7,0%, seguida por serviços (2,0%) e indústria (1,3%). No mesmo período, na análise da demanda, a formação bruta de capital fixo (investimentos) foi o que mais cresceu, 6,3%, influenciado pelo aumento da produção de máquinas e equipamentos.

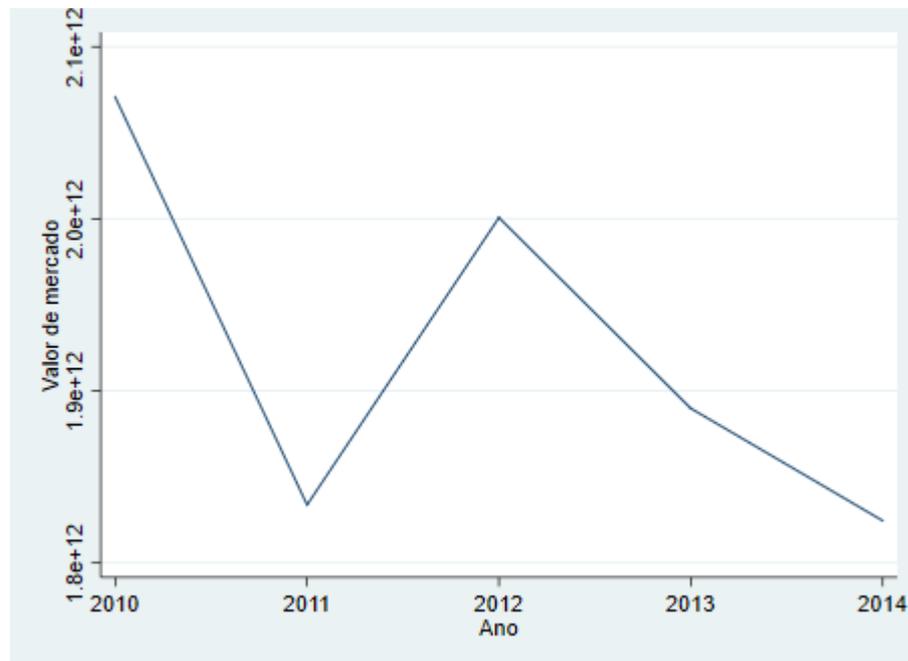
O resultado de 2014 ficou abaixo do PIB de 2013, mas superou a expectativa de analistas, que contavam com um resultado nulo. Só no quarto trimestre de 2014, a economia brasileira teve queda de 0,2% em comparação com o mesmo período de 2013, mas subiu 0,3% em relação ao terceiro trimestre. Entre os setores produtivos do PIB, a indústria registrou o pior desempenho, caindo 1,2% no ano.

O setor agropecuário teve avanço de 0,4%, e os serviços subiram 0,7%. Mas outros itens também entram no cálculo do PIB: o investimento das empresas para poder produzir mais, chamado tecnicamente de Formação Bruta de Capital Fixo, caiu 4,4% ao longo do ano anterior. O consumo das famílias subiu 0,9% em 2014 em comparação com 2013, e os gastos do governo aumentaram 1,3%. O gráfico 6 mostra a trajetória do PIB a partir de 2010.

**Gráfico 6** – Variação do PIB de 2010 a 2014

Fonte: IBGE (2019).

O modelo estimado apresentou os seguintes resultados para o período de 2010 a 2014: o PIB começou a sinalizar uma queda mais acentuada e o valor de mercado das empresas reduziu em três momentos, sendo eles em 2011, 2013 e 2014. O coeficiente do sinal é o mesmo estimado, de -4.4833070 a um nível de significância de 1%, demonstrando que a variável é, estatisticamente, significativa e que a queda de 1% no PIB pode reduzir o valor de mercado das empresas em mais de R\$ 4 bilhões em que a retração da atividade econômica reduz o valor das companhias. Os gráficos 06 e 07 ilustram o comportamento descendente das variáveis, o que confirma a influência do PIB no valor de mercado das empresas no período estudado.

**Gráfico 7 – Valor de Mercado das Empresas da B3 – 2010 a 2014**

Fonte: BMFBovespa (2019).

#### 4.2.2 IPCA

Em 2010, as taxas de inflação se elevaram no trimestre finalizado em novembro, após registrarem trajetória declinante no trimestre encerrado em agosto, nos dois momentos, em grande parte, devido ao impacto do aumento dos preços no grupo alimentação. A evolução nos últimos meses dos índices gerais e ao consumidor, dos núcleos de inflação e do índice de difusão, do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) resultou da combinação de pressões de origem interna e externa.

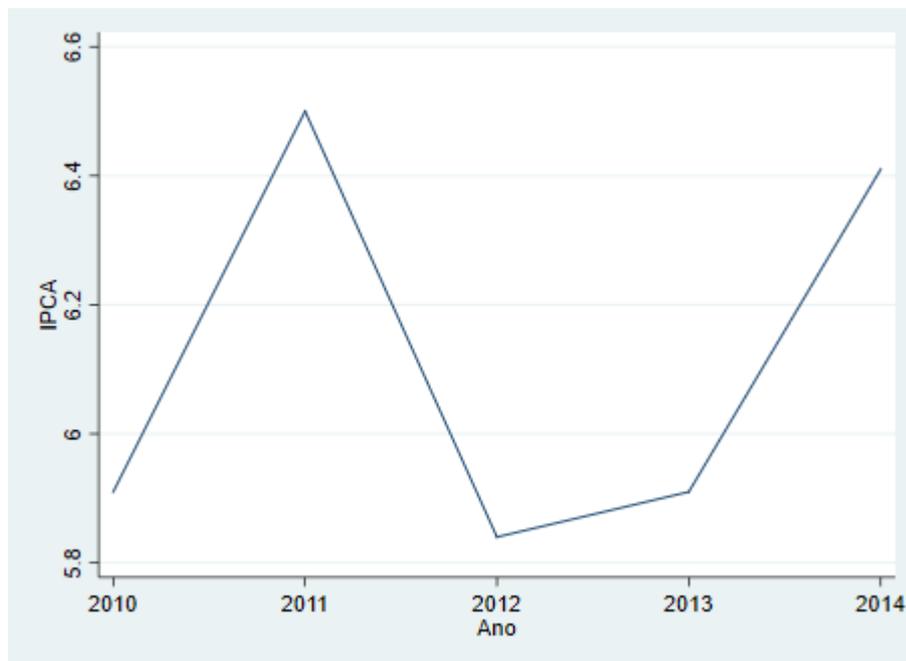
A variação do IPCA atingiu 6,50% em 2011, ante 5,91% no ano 2010 e 4,31% em 2009. O resultado decorreu de aumento de 6,20% nos preços dos bens e serviços monitorados e de 6,63% nos preços livres, frente a 3,13% e 7,09%, respectivamente, no ano anterior. No ano de 2012, a inflação apresentou trajetória de desaceleração em relação a 2011, resultado associado a menores reajustes de preços administrados e ao comportamento mais favorável no segmento dos preços livres, apesar de pressões pontuais ocorridas no grupo “alimentação” e da reversão no movimento descendente dos preços de serviços a partir de meados do ano. O resultado decorreu de acréscimos de 3,65% nos preços dos bens e serviços monitorados e de 6,56% nos preços livres, diante de 6,20% e 6,63%, respectivamente, no ano anterior.

A variação do IPCA atingiu 5,91% em 2013 (5,84% em 2012 e 6,50% em 2011), reflexo de elevações de 7,29% nos preços livres e de 1,54% nos preços dos monitorados (6,56%

e 3,65%, respectivamente, em 2012). A aceleração nos preços livres evidenciou, em especial, o aumento na variação dos preços comercializáveis, enquanto a desaceleração dos preços monitorados foi influenciada pela redução nas tarifas de energia elétrica, pela estabilidade nas tarifas de ônibus urbano e pela menor variação das taxas de água e esgoto.

Nos primeiros meses de 2014, o IPCA sofreu pressão de efeitos climáticos adversos, a exemplo do ocorrido em 2013. A variação do IPCA de 2014 registrou alta de 6,41%, 0,50 pontos percentuais (p.p.) acima do observado em 2013, o que reflete, em parte, o processo de realinhamento dos preços domésticos em relação aos internacionais e o realinhamento dos preços administrados em relação aos preços livres. Este último realinhamento foi observado não somente nos custos de energia elétrica, mas também, de forma mais ampla, na aceleração dos custos relativos a habitação e transportes. Contudo, destaca-se que tal ajuste foi realizado de forma gradual, com o objetivo de minimizar o seu custo sobre a população.

**Gráfico 8** – Variação do IPCA de 2010 a 2014



Fonte: IBGE (2019).

O IPCA teve o seu coeficiente estimado de -0.2248399, com significância estatística ao nível de 1%, mostrando que a variação de 1% na inflação pode influenciar na redução de mais de R\$ 2 milhões no valor de mercado das empresas. Conforme o gráfico 08, o comportamento de alta nos períodos de 2011, 2013 e 2014 refletem nas quedas dos valores de mercado das empresas no mesmo período, de acordo com o que foi apresentado no gráfico 07, e isso se deve ao impacto dos alimentos, dos transportes e da habitação, fazendo com que a

variável estivesse dentro da banda de dois pontos percentuais para cima, que é de 6,5%, e a meta é de 4,5%. É possível que a variável influencie de forma a diminuir o valor de mercado das empresas, sendo assim, um aumento da inflação poderá haver uma diminuição do valor das companhias.

### **4.2.3 SELIC**

No período de 2010, a taxa básica de juros SELIC aumentou de 8,75% a.a., vigente de janeiro até o final de abril, para 9,50% a.a. durante o mês de maio, 10,25% a.a. durante junho até meados de julho e para 10,75% a.a., nível em que permaneceu até o encerramento do exercício. O Banco Central do Brasil adotou um conjunto de medidas de natureza macroprudencial com o objetivo de aperfeiçoar os instrumentos de regulação para assegurar a estabilidade do Sistema Financeiro Nacional e permitir a continuidade do desenvolvimento sustentável do mercado de crédito.

Durante o exercício de 2011, a taxa SELIC elevou-se de 10,75% a.a. em janeiro até encerrar o ano em 11% a.a. As políticas monetária e fiscal, desenhadas para amenizar o ritmo da atividade econômica, e as incertezas vindas de fora, formadas a partir da crise de expectativas no exterior no segundo semestre do ano, promoveram a redução da liquidez em termos reais em 2011. Nesse ambiente, em que foram verificados recuos no nível de utilização da capacidade instalada e substancial deterioração da conjuntura internacional, o cenário prospectivo para a inflação passava a acumular sinais favoráveis e foram realizadas três reduções consecutivas.

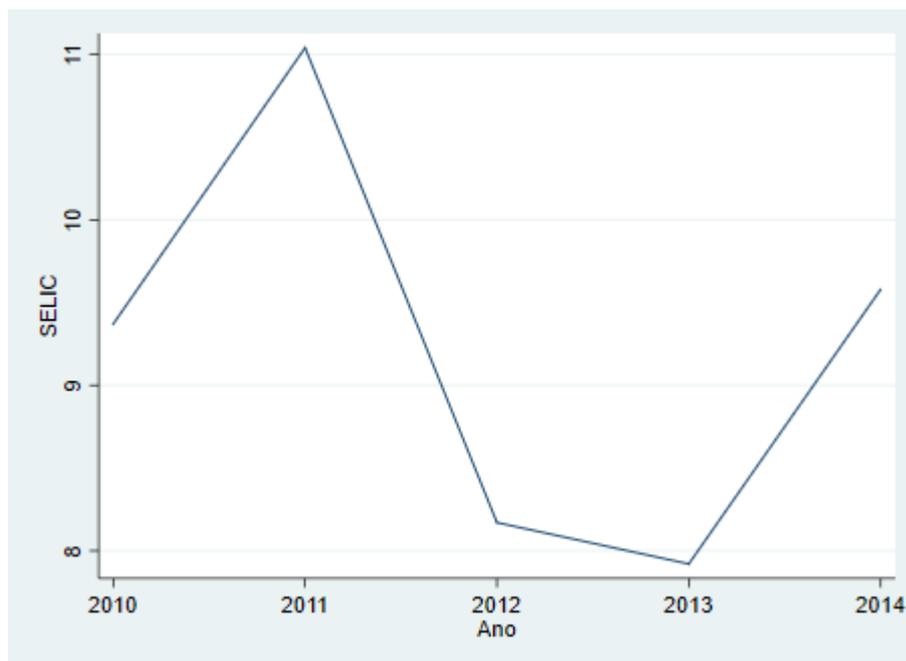
Sendo assim, no ano de 2012, a autoridade monetária ponderou que o cenário prospectivo para a inflação acumulava sinais favoráveis. A desaceleração da economia brasileira no segundo semestre de 2011 havia sido maior e a postergação de uma solução definitiva para a crise financeira europeia favoreceram a redução da taxa SELIC de 11% para 10,5% a.a., sem viés. No segundo semestre, considerando o balanço de riscos para a inflação, a recuperação da atividade doméstica e a complexidade que envolvia o ambiente internacional, a estabilidade das condições monetárias por um período de tempo suficientemente prolongado, constituía a estratégia mais adequada para garantir a convergência da inflação para a meta. Diante disso, ao fim do período, a taxa SELIC chegou a 7,25% a.a., sem viés.

Em 2013, o Banco Central destacou que o balanço de riscos para a inflação apresentou piora no curto prazo e que a recuperação da atividade doméstica havia sido menos intensa do que o esperado, bem como uma certa complexidade ainda envolvia o ambiente internacional.

A autoridade monetária ponderou no último trimestre que a elevada variação dos índices de preços ao consumidor nos últimos 12 meses, os mecanismos formais e informais de indexação, e a percepção dos agentes econômicos sobre a dinâmica da inflação contribuíam para que o processo inflacionário ainda mostrasse resistência. Nesse contexto, foi decidido que seria apropriada a continuidade do ritmo de ajuste das condições monetárias e elevando a taxa SELIC para 9,50% a.a. e 10,00% a.a.

No ano de 2014, a taxa básica de juros foi de 10% a.a., em dezembro de 2013, para 11,75% a.a., ao final de 2014. Foi avaliado que a elevada variação dos índices de preços ao consumidor nos últimos 12 meses contribuía para que a inflação ainda mostrasse resistência. Tendo em vista os danos que a persistência desse processo causaria à tomada de decisões sobre consumo e investimentos, a autoridade monetária elevou as taxas para conter o processo inflacionário do período.

**Gráfico 9** – Variação do SELIC de 2010 a 2014



Fonte: IPEA (2019).

No modelo estimado, o coeficiente SELIC apresentou o valor de 0.1497023 com sinal positivo ao nível de significância de 1%, indicando que é, estatisticamente, significativo, apontando que quando a taxa de juros sobe, o valor de mercado das empresas aumenta, isto é, ocorre uma correlação positiva, mostrando que com a variação de 1% nos juros o valor de mercado aumenta em mais de R\$ 1 milhão. É possível observar no gráfico 9 que apenas em 2011 e 2014 houve o aumento dos juros e, comparando com o gráfico 07 do valor de mercado

das empresas da B3, a relação esteve inversa, pois os juros aumentaram e a valorização das empresas estiveram em queda. Somente no ano de 2013 é que existiu uma correlação de mesmo sentido, nesse caso negativa, porque os juros caíram e o valor das empresas caíram também. Pode-se entender que a variável exerceu influência nesse período, mesmo que de forma suave. E, em 2014, com o risco inflacionário crescente, a autoridade monetária elevou os juros, que afetou reduzindo o valor das empresas, demonstrando uma relação inversa entre as variáveis.

#### **4.2.4 Câmbio**

A condução da política cambial visou, no ano de 2010, evitar que a liquidez em moeda estrangeira resultasse em excessiva volatilidade e desequilíbrios no mercado de câmbio. Nesse ambiente, o Banco Central do Brasil manteve a política de fortalecimento de reservas internacionais, comprando, liquidamente, US\$42 bilhões no ano. Em cenário de elevada liquidez internacional, em que as economias emergentes seguiram captando expressivos fluxos de capitais externos, o mercado de câmbio brasileiro registrou ingressos líquidos de US\$24,4 bilhões, ante US\$28,7 bilhões no ano anterior (BANCO CENTRAL, 2010). O ambiente externo foi caracterizado pela depreciação da moeda dos Estados Unidos (EUA), assim como pela iniciativa de vários países em frear a valorização de suas moedas, a exemplo da China, buscando manter a competitividade de suas exportações, houve significativa pressão de valorização sobre as moedas dos países emergentes.

Em 2011, o ambiente externo complexo e com elevado nível de incerteza, exigiu a adoção de medidas prudenciais voltadas para o mercado de câmbio, como forma de precaução diante de desequilíbrios verificados na crise financeira de 2008, quando algumas empresas não financeiras registraram perdas importantes relacionadas à trajetória da taxa de câmbio. A política cambial procurou, igualmente, mitigar a apreciação da moeda brasileira frente ao dólar norte-americano e outras divisas, reflexo da elevada oferta de moeda estrangeira, influenciada pelos sólidos fundamentos da economia brasileira e pelo nível reduzido das taxas de juros internacionais (CGU, 2011).

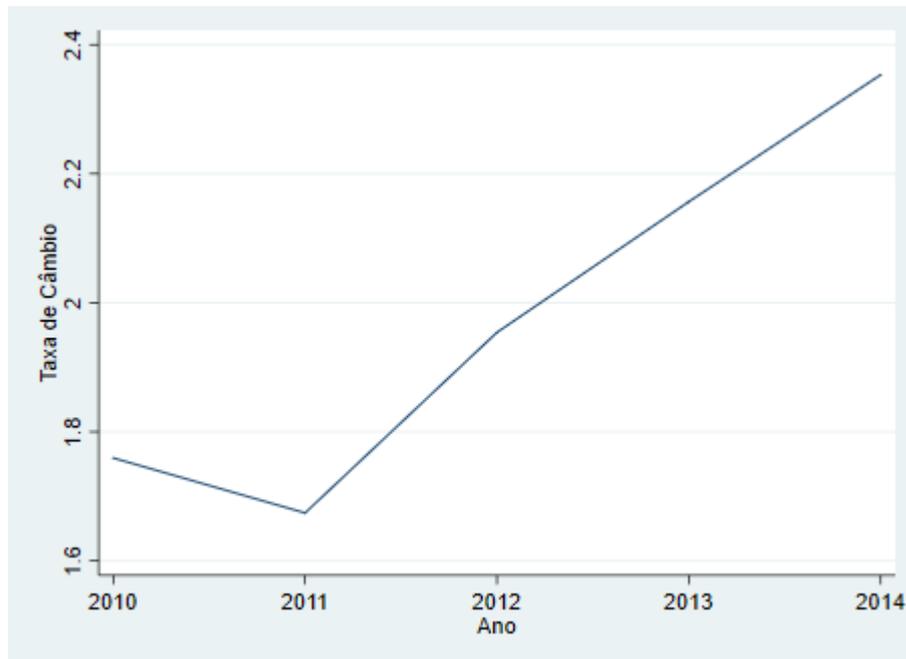
No início de 2012, em razão da expressiva entrada de divisas no país, impulsionada pelo excesso de liquidez nos mercados internacionais, a atuação do Banco Central no mercado de câmbio foi orientada para absorver a liquidez excedente, o que explica a retomada, no período de fevereiro a maio, dos leilões de compra de divisas, que somaram US\$ 11,2 bilhões no mercado a vista e US\$ 7,0 bilhões no mercado a termo. Ainda no sentido de adequar o

ingresso de recursos no mercado de câmbio à situação de maior liquidez no mercado internacional, foram modificadas as regras para operações de recebimento antecipado das exportações brasileiras, mecanismo que permite financiar a produção a ser direcionada ao mercado externo. (CGU, 2012).

Cabe salientar que a condução da política cambial brasileira, em 2013, aprofundou o processo de flexibilização das medidas que moderavam a entrada de recursos estrangeiros no país. O aumento da aversão ao risco e da volatilidade nos mercados financeiros, em cenário de incertezas quanto à antecipação da redução dos estímulos monetários pelo *Federal Reserve* (FED), traduziu-se em apreciação vigorosa do dólar dos EUA em relação às moedas de importantes economias emergentes (BANCO CENTRAL, 2013). Nesse mesmo ano, foi concretizada uma grande desvalorização do real.

Existiram vários motivos causadores dessa depreciação. Um deles foi a queda da taxa SELIC para 7,5% o que fez com que fosse menos atrativo investir no Brasil. Outra razão, e uma das principais, foi a melhoria da economia americana que fez com que o FED reduzisse os estímulos monetários nos EUA. Dessa forma, menos dinheiro circulou naquela economia, reduzindo quantidade de moeda para empréstimos e investimentos. Além disso, com a recessão americana as taxas de juros lá aumentaram, e taxas de juros mais altas em um país extremamente seguro de se investir como os Estados Unidos é garantia de maior entrada de investimentos na América do Norte e menos no Brasil. Tudo isto foi o suficiente para que o câmbio ficasse entre R\$ 2,20 e R\$ 2,45 em 2013 (NÚCLEO DE ESTUDOS DE POLÍTICA MONETÁRIA, 2014).

Já no ano de 2014 pudemos observar duas situações diferentes. A primeira, foi no início do ano até meados de março, quando o real continuava bastante depreciado, próximo de R\$ 2,40. Isto ocorreu devido aos maiores cortes na oferta de moeda americana e também com as notas negativas recebidas pelo Brasil na *Standards & Poor's* em relação a capacidade do país de pagar suas dívidas, levando a um aumento da desconfiança externa. Porém, houve um segundo cenário, a partir do fim de março, com a queda da aprovação da então presidente do país, Dilma Rousseff, as ações brasileiras valorizaram, mais investimentos entraram no Brasil e o real sofreu uma apreciação, mesmo assim, fechou o ano acima dos R\$ 2,35 (NÚCLEO DE ESTUDOS DE POLÍTICA MONETÁRIA, 2014).

**Gráfico 10** – Variação da Taxa de Câmbio de 2010 a 2014

Fonte: IPEA (2019).

O coeficiente CÂMBIO apresentou o valor de -0.9256152, estatisticamente significativa a 1%, apontando que a variação de 1% na desvalorização cambial pode diminuir o valor das companhias em quase R\$ 1 bilhão. O gráfico 10 mostra que, a partir de 2011, o câmbio sofreu uma grande desvalorização, saindo de R\$ 1,6750 para R\$ 2,3534 em 2014, e o valor das companhias nesse período sofre uma queda, indicando a correlação negativa com a variável dependente, principalmente nos períodos de 2013 e 2014. É possível afirmar que fatores externos juntamente com as políticas internas contribuíram para que variável influenciasse o valor de mercado da B3.

#### 4.2.5 Oferta M1

O comportamento do agregado monetário em 2010 refletiu a recuperação do nível de atividade econômica, evidenciando tanto a significativa elevação da demanda por empréstimos no sistema financeiro e a melhoria nas condições de renda e do emprego, quanto o expressivo ingresso de moeda estrangeira. Nesse ambiente, o saldo médio diário dos meios de pagamento restritos (M1) situou-se em R\$ 279,6 bilhões em dezembro, crescimento de 16,3% no ano, resultante de acréscimos de 15,8% no saldo médio do papel-moeda em poder do público e de 16,6% nos depósitos à vista (CGU, 2010).

A evolução dos agregados monetários restritos em 2011 refletiu, em especial, o ambiente de moderação na atividade econômica, enquanto a trajetória dos indicadores mais amplos esteve associada, fundamentalmente, ao expressivo ingresso de recursos externos registrado no ano. O saldo médio diário dos meios de pagamento restritos (M1) atingiu R\$280,5 bilhões em dezembro. O aumento de 0,3%, registrado em relação a igual período de 2010, resultou de variações respectivas de 7,9% e -5,4% nos saldos médios do papel-moeda em poder do público e dos depósitos à vista, respectivamente. Considerando dados deflacionados pelo IPCA, o M1 recuou 5,8% no ano. A velocidade-renda do M1, razão entre o PIB a valores correntes e o saldo médio do agregado, aumentou cerca de 10% no período (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2010).

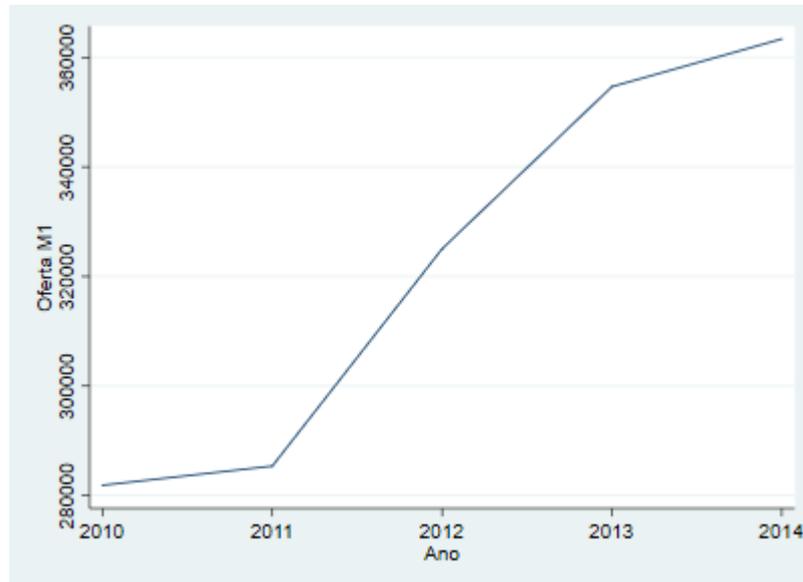
O comportamento dos agregados monetários restritos em 2012 refletiu o crescimento moderado da atividade econômica e o conseqüente arrefecimento na expansão das operações de crédito, contrabalançado pela elevação da massa salarial, ao passo que os agregados mais amplos foram afetados, em particular, pelo expressivo ingresso de moeda estrangeira. Os dados dessazonalizados e deflacionados pelo IPCA, o M1 cresceu 5,5%, em linha com a evolução do produto nominal. Compatível com esses resultados, a velocidade renda do M1, definida como a relação entre o PIB a valores correntes e o saldo médio do agregado, encerrou o ano em patamar inferior ao de 2011 (CGU, 2012).

A evolução dos agregados monetários em 2013 mostrou-se consistente com o cenário de crescimento moderado da atividade econômica, aumento da taxa básica de juros e arrefecimento na expansão das operações de crédito. Desse modo, em linha com a desaceleração do consumo das famílias, a expansão dos meios de pagamentos restritos arrefeceu no ano. Considerados dados dessazonalizados e deflacionados pelo IPCA, o M1 cresceu 2,2% no ano. A velocidade renda do M1, definida como a relação entre o PIB a valores correntes e o saldo médio do agregado, situou-se, ao final de 2013, em patamar superior ao do ano anterior (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2013).

O crescimento dos agregados monetários em 2014 repercutiu a desaceleração da atividade econômica, o aumento das taxas de juros e o arrefecimento na expansão das operações de crédito. Nesse cenário, ocorreu redução na trajetória de crescimento dos meios de pagamentos mais restritos, em linha com o menor dinamismo do consumo das famílias, e expansão mais acentuada dos agregados mais amplos, reflexo, principalmente, da capitalização dos juros em seus componentes. O aumento anual de 3,4% decorreu de um acréscimo de 9,3% no papel-moeda em poder do público e de redução de 2,1% nos depósitos

à vista. Considerados dados dessazonalizados e deflacionados pelo IPCA, o M1 recuou 2,7% em relação a dezembro de 2013 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2014).

**Gráfico 11** – Variação da Oferta M1 de 2010 a 2014



Fonte: Ipeadata (2019).

Analisando o valor do coeficiente OFERTA M1, de 7.1515040 significante a 1%, resultante da estimação, mostra que o aumento de 1% do papel-moeda em poder do público, o valor das empresas cresce em mais de R\$ 7 bilhões. Essa expansão advém da redução da SELIC como estímulo para aquecer a economia, pois o PIB estava sofrendo uma retração, e o que de fato acontece no período de 2011 e também de 2012 e 2014. O valor de mercado das empresas também foi afetado de forma que, em alguns momentos, o valor subiu e, em outros, o valor diminuiu.

Nos períodos de 2010 e 2012 ocorreu a correlação positiva, em que o comportamento crescente da variável pode ter exercido influência sobre as companhias da Bolsa de Valores de São Paulo, aumentando o seu valor de mercado. Em outros períodos, como 2011, 2013 e 2014, não houve uma influência significativa da variável, tanto que no gráfico 07 são observadas as quedas do valor de mercado e a oferta de moeda continua a aumentar. O sinal positivo do coeficiente vai de encontro com os estudos de Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004), que apresentaram que a sua pesquisa fornece algum suporte para o argumento de que os valores defasados de variáveis macroeconômicas, incluindo a oferta de moeda, têm uma influência significativa sobre o mercado de ações.

E, por último, ao analisar a variável *dummy* IFRS, observa-se que teve sinal negativo com o resultado da estimação do modelo, com o valor de -0.0601721, significante a 10%. O

resultado encontrado indica que a presença da variável *dummy* reduz o valor de mercado em pouco mais de R\$ 600 mil na média, mostrando que a adoção das normas influenciou de forma a diminuir o valor das empresas no período analisado, sinalizando que a variável estudada pode ter afetado o valor de mercado das companhias da B3, pois é possível observar que nos períodos 2011, 2013 e 2014 o valor de mercado das companhias sofreu um declínio. Logo abaixo é apresentada a equação considerando a variável IFRS:

$$\begin{aligned} \ln(\text{valor})_{it} = & -34.21033 + 0.2441(PL_{it}) + 0.1743(LL_{it}) - 4.4833(PIB_{it}) - \\ & 0.2248(IPCA_{it}) + 0.2009(SELIC_{it}) - 0.9256(C\hat{A}MBIO_{it}) + 7.1515(OfertaM1_{it}) - \\ & 0.0601721(D_{IFRS\ t}) + \varepsilon_{it} \quad (18) \end{aligned}$$

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta pesquisa foi possível verificar que existe a influência das variáveis macroeconômicas no valor de mercado das empresas listadas na Bolsa de Valores da B3, de acordo com os dados disponibilizados pelo sítio do Economática. O objetivo foi analisar se a variável dependente, valor de mercado, pode ser estimada, por meio das variáveis contábeis Patrimônio Líquido e Lucro Líquido, das variáveis macroeconômicas, e pelas variáveis *dummy*, CRISE, IFRS e cada setor econômico da B3, no período de 2008 a 2014, a partir do modelo de Ohlson (1995).

Os resultados mostram que o modelo de Ohlson (1995) consegue calcular o valor de mercado das empresas que possuem capital aberto, utilizadas neste trabalho, pois os coeficientes das variáveis contábeis foram significativos, estatisticamente a 1%, conforme a regressão de dados em painel de Efeitos Fixos mensurada com todas as empresas empilhadas para que fossem realizada duas regressões, uma com a variável *dummy* Crise e a outra com a variável *dummy* IFRS. Este trabalho confirma a significância estatística das variáveis contábeis encontradas no trabalho de Carvalho (2013), ao passo que na pesquisa de Paredes e Oliveira (2017) tal resultado não foi encontrado.

As variáveis macroeconômicas inseridas no vetor de outras informações do modelo de Ohlson (1995) tiveram sua estatística significativa a 1%, exceto a variável Risco País que pode ter sido afetada pelo período analisado, mostrando que influenciam no cálculo do valor de mercado das companhias estudadas, corroborando os estudos de Gunasekarage, Piseditasalai e Power (2004), Peres, Souza e Almeida (2007), Carvalho (2013), Paredes e Oliveira (2017) e Machado et al. (2017).

Considerando as variáveis *dummy* Crise, IFRS e o setores da B3 no vetor outras informações, dois resultados foram encontrados. Primeiro, quando inserida a variável Crise e considerado o período 2008-2009, o sinal da variável foi positivo e significativo a 10%, mostrando que a presença da variável *dummy* aumenta o valor de mercado das companhias em pouco mais de R\$ 600 mil na média. Mesmo que em 2008 o valor das empresas tenha sofrido uma grande desvalorização, principalmente no segundo semestre, de 2008 para 2009, o valor de mercado teve uma forte valorização, indicando que o modelo de Ohlson (1995), por intermédio do vetor outras informações, consegue medir o valor das firmas de mercado aberto que fizeram parte desta pesquisa.

Em relação ao segundo resultado, observou-se que a variável IFRS apresentou sinal negativo e com significância estatística a 10%, no período de 2010 a 2014, o que sinalizou

que valor de mercado das entidades diminuiu, pois foi observado ao longo do período que as empresas foram perdendo valor, o que mostra que a variável estudada influenciou no valor de mercado das companhias da B3 em que a variável *dummy* diminui o valor de mercado das organizações em mais de R\$ 600 mil na média. Com o objetivo de mostrar mais transparência e qualidade da informação contábil para outros profissionais que utilizam essa informação, como investidores e analistas do mercado financeiro, a adoção das normas, nesse período não afetou de forma a acrescentar valor às empresas. No entanto, a variável impacta na determinação do valor de mercado e, com isso, o objetivo do trabalho foi alcançado.

Também foi observado que as variáveis PIB e Oferta M1 foram as que mais influenciaram em termos de valor, em que a queda da atividade econômica do país pode fazer com que o valor das empresas diminuía em mais de R\$ 4 bilhões, e a variável Oferta M1 indica que quando o papel-moeda em poder do público tem uma expansão, pode influenciar no aumento de valor de mercado das companhias em mais de R\$ 7 bilhões.

A contribuição da presente pesquisa está no fato de acrescentar cinco variáveis em relação ao estudo de Carvalho (2013): a oferta de moeda (M1), o Risco País, a padronização que a adoção das normas contábeis internacionais proporcionou na disponibilização das informações contábeis, a variável Crise e os 19 setores da B3 determinam o vetor de outras informações do modelo de Ohlson (1995). O período utilizado foi relativamente pequeno e pode ter prejudicado na estimação das variáveis que não obtiveram significância, sendo as variáveis Risco País e os 19 setores da B3. As variáveis Crise, IFRS e Oferta (M1) exerceram influência sobre o modelo de Ohlson (1995), conforme explicado acima.

No tocante às limitações, esta pesquisa poderia ter utilizado outras metodologias para observar qual a influência das variáveis contábeis, macroeconômicas e *dummy* na mensuração do valor de mercado das empresas da B3. O estudo não considerou o período de 2015 em diante para observar como a crise 2014-2016 poderia ter impactado no valor de mercado das companhias e também se a adoção das normas poderia ter afetado de forma positiva ou não.

Em síntese, fica a sugestão para que novos trabalhos utilizem outras variáveis macroeconômicas, como por exemplo, a atividade industrial, ou variáveis de setor como as *commodities*. Uma variável que também pode ser empregada, nesse caso como *dummy*, é a política, para entender como as decisões políticas afetam na valorização de mercado das empresas da B3.

## REFERÊNCIAS

- ABDULLAH, D. A.; HAYWORTH, S. C. Macroeconometrics of stock price fluctuations. **Quarterly Journal of Business and economics**, v. 32, n. 1, p. 49-63, 1993.
- ALI *et al.* Causal relationship between macro-economic indicators and stock exchange prices in Pakistan. **African Journal of Business Management**, v. 4, n. 3, p. 312-319, 2010.
- ANG, A.; LIU, J. **A generalized earnings model of stock valuation**. Working Paper: Stanford University, 1998.
- ANTUNES, M. T. P; GRECCO, M. C. P; FORMIGONI, H; NETO, O. R. de M. A adoção no Brasil das normas internacionais de contabilidade IFRS: o processo e seus impactos na qualidade da informação contábil. **Revista de Economia & Relações Internacionais**, São Paulo, v. 10, n. 20, p. 5-19, jan. 2012.
- ARAÚJO, E.; BASTOS, F. A. S. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação. **Brazilian Business Review**, v. 5, n. 1, p. 51-73, 2008.
- ASSAF NETO, A. **Finanças Corporativas e Valor**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2010.
- BALL, R; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting numbers. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 7, Autumn 1968.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 2001.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2008**. Brasília-DF: BCB, 2008. v. 44, p. 1-253. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2008/rel2008p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2009**. Brasília-DF: BCB, 2009. v. 45, p. 1-237. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2009/rel2009p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2010**. Brasília-DF: BCB, 2010. v. 46, p. 1-239. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2010/rel2010p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2011**. Brasília-DF: BCB, 2011. v. 47, p. 1-224. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2011/rel2011p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2012**. Brasília-DF: BCB, 2012. v. 48, p. 1-225. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2012/rel2012p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2013**. Brasília-DF: BCB, 2013. v. 49, p. 1-214. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2013/rel2013p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório anual 2014**. Brasília-DF: BCB, 2014. v. 50, p. 1-230. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2014/rel2014p.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2019.

BARROS, A. J. S.; LEHFELD, N. A. S. **Fundamentos de metodologia científica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

BEAVER, W. The information content of annual earnings announcements. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 6, Supplement, 1968.

BERNARD, V. L. The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists. **Contemporary Accounting Research**, Malden, v. 11, p. 733-747, 1995.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2001.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS BOVESPA S. A. **BM&F BOVESPA**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br>. Acesso em: 12 fev. 2018.

CALLADO, A. A. C.; CALLADO, A. L. C.; MÖLLER, H. D.; LEITÃO, C. R. S. Relações entre os retornos das ações e variáveis macroeconômicas: um estudo entre empresas do setor de alimentos e bebidas através de modelos APT. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, Rio de Janeiro, v. 5, p. 06-18, 2010.

CARVALHO, K. da S. **A influência das variáveis macroeconômicas sobre o valor de empresas: uma abordagem a partir do Modelo de Ohlson**. 2013. 86 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2013.

CIOFFI, P. L.; FAMÁ, R. O Modelo de Ohlson e a sinalização de dividendos no mercado de capitais brasileiro. *In*: Seminários em Administração FEA/USP – SEMEAD, v. 13, 2010. **Anais [...]**, São Paulo, 2010.

COELHO, A. C., BRAGA, A. Relacionamento entre persistência do lucro residual e participação de mercado em firmas de capital aberto. **Revista de Contabilidade e Organizações**, Ribeirão Preto, n. 2, v. 3, p. 3-18, 2008.

CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO. **Prestação de Contas do Presidente da República, Exercício de 2010**. Secretaria Federal de Controle Interno: Brasília-DF: CGU, 2010. Disponível em: <https://www.cgu.gov.br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/avaliacao-da-gestao-dos-administradores/prestacao-de-contas-do-presidente-da-republica/arquivos/2010/pcpr2010.pdf>. Acesso em: 04 jul. 2019.

COPELAND, T.; KOLLER, T.; MURRIN, J. **Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies**, 3. ed. Nova York: John Wiley & Sons Inc., 2000.

CORNELL, B. **Corporate Valuation: tools for effective appraisal and decision making**. New York: Business One Irwin, 1993.

CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa: métodos qualitativo, quantitativo e misto**. 2. ed. Porto Alegre: Artmed/Bookman, 2007.

CUPERTINO, C. M. **O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: uma análise crítica de sua aplicabilidade e testabilidade empírica**. 2003. 153p. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Universidade de Brasília, Brasília, 2003.

CUPERTINO, C. M.; LUSTOSA, P. R. B. O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: tutorial para utilização. **Contab. Vista & Rev.**, Belo Horizonte, v. 17, n. 1, p. 47-68, jan./mar. 2006.

DAMODARAN, A. **Introdução à avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2009.

DECHOW, P. M.; HUTTON A. P.; SLOAN R. G. An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 26, p. 1-34, 1999.

DI PIETRA, R.; MCLEAY, S.; RONEN, J. **Accounting and regulation: new insights on governance, markets and institutions**. New York: Springer, 2014.

DORNBUSH, R.; FISCHER, S. Exchange rates and current account. **American Economic Review**, v. 70, n. 5, p. 960-971, 1980.

DRAKE, M.; ROULSTONE, D.; THORNOCK, J. The usefulness of historical accounting repor. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 61, p. 1-17, 2015.

DRITSAKI, M. Linkage between stock market and macroeconomic fundamentals: Case study of Athens stock exchange. **Journal of Financial Management and Analysis**, v. 18, n. 1, p. 38-47, 2005.

EDWARDS, E.; BELL, P. **The theory and measurement of business income**. Berkley: University of California Press, 1961.

EICHENGREEN, B. **The financial crises and global policy reforms**. Paper for the Federal Reserve Bank of San Francisco conference on Asia and the financial crisis. Santa Barbara, California, 2009.

FIFIELD, S. G. M; POWER, D.M; SINCLAIR, C. D. Macroeconomic factors and share returns: An analysis using emerging market data. **International Journal of Finance e Economics**, v. 7, n. 1, p. 51-62, 2002.

FONTANA, F. C. **Política monetária: metas de inflação**. 2005. 51 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

FREITAS, M. C. P.; PRATES, D. M. O mercado de crédito no Brasil: tendências recentes. *In: Panorama das economias Internacional e Brasileira: dinâmica e impactos da crise global*. São Paulo: Fundap, 2009.

FUKUI, Y. A. **Data Admissible Ohlson Model**. [S. l.]: Social Science Research Network, 2001. Disponível em: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=289039](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=289039). Acesso em 15 jul. 2019.

GALDI, F. C.; TEIXEIRA, A. J. C.; LOPES, A. B. Análise empírica de modelos de valuation no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado versus modelo de Ohlson (RIV). **Revista Contabilidade & Finanças - USP**, São Paulo, v. 19, n. 47, p. 31-43, maio/ago. 2008.

GARMAN, M.; OHLSON, J. A. Information and the sequential valuation of assets in arbitrage-free economies. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 18, n. 2, p. 420-440, 1980.

GIAMBIAGI, F. *et al.* (org.). **Economia brasileira contemporânea: 1945/2010**. Rio de Janeiro: Campus Elsevier, 2011.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6. ed. Upper Saddle River, N. J.: Prentice Hall, 2008.

GREGORY, A; SALEH, W; TUCKER, J. A UK test of an inflation-adjusted Ohlson model. **Journal of Business Finance & Accounting**, Oxford, v. 32, n. 3-4, abr./maio 2005.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 46, edição especial, 2006.

GUIMARÃES, C. C. **Impacto do ISE no Valor de Empresa Obtido pelo Modelo de Ohlson**. 2010. Dissertação (Mestrado) Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – FECAP, São Paulo, 2010.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

GUNASEKARAGE, A.; PISEDASALAI, A.; POWER, D. M. Macroeconomic Influence on the Stock Market: Evidence from an Emerging Market in South Asia. **Journal of Emerging Market Finance**, Thousand Oaks, v. 3, n. 3, p. 285-304, 2004.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**. v. 46, p. 1251-1272, 1978.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2. ed. Nova York: Cambridge University Press, 2003.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática**. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 24 set.2019.

IBRAHIM, M. H. Cointegration and Granger causality tests of stock price and exchange rate interactions in Malaysia. **Asian Economic Bulletin**, v. 17, n. 1, p. 36-47, 2000.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Séries históricas**. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38389>. Acesso em: 24 set.2019.

JORION, P. **Value at Risk: A nova fonte de referência para o controle do risco de mercado**. 2. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2003.

KOTHARI, S. P. Capital Markets Research in Accounting. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 31, p. 105-231, 2001.

KRUGMAN, P. **A crise de 2008 e a economia da depressão**. Rio de Janeiro: Campos, 2009.

KWON, C. S.; SHIN, T. S.; BACON, F. W. The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets. **Multinational Business Review**, v. 5, n. 2, p. 63-70, 1997.

KWON, C. S.; SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. **Global Finance Journal**, v. 10, n. 1, p. 71-81, 1999.

LEE, C. M. C. Accounting-based valuation: impact on business practices and research. **Accounting horizons**, Sarasota, v. 13, n. 4, p. 413-425, 1999.

LEHMAN, B. Earnings, dividend policy, and present value relations: building blocks of dividend policy invariant cash flows. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, Berlim, v. 3, p. 263-82, 1993.

LEV, B.; OHLSON, J. A. Market-based empirical research in accounting: a review, interpretation, and extension. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 20, p. 249-322, 1982.

LIMA, T. D.; DEUS, L. N. A crise de 2008 e seus efeitos na economia brasileira. **Revista Cadernos de Economia**, Chapecó, v. 17, n. 32, p. 52-65, jan./jun. 2013.

LIM, C. Y.; TAN, P. M. S. Value relevance of value-at-risk disclosure. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, Springer, n. 29, v. 4, p. 353-370, 2007.

LO, K.; LYS, T. The Ohlson model: contribution to valuation theory, limitations and empirical applications. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, Boston, v. 15, p. 337-367, 2000.

LOPES, A. B.; SANTANA, D. P.; COSTA, F. M. A relevância das informações contábeis na BM&F Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de residual income valuation e abnormal earnings growth. **Revista de Administração da USP**, São Paulo, v. 42, n. 4, p. 497-510, 2007.

LUNDHOLM, R. J. A Tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson Models: answers to some frequently asked questions. **Contemporary Accounting Research**, Mississauga, v. 11, p. 749-761, 1995.

MACHADO, M. R. R. M.; GARTNER, I. R.; MACHADO, L. de S. Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: evidências a partir de um modelo Markov-Switching. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 3, p. 435-468, 2017.

- MACKENZIE, B. *et al.* **IFRS 2012**: interpretação e aplicação. Porto Alegre: Bookman, 2013.
- MARTELAN, C, R.; PASIN, R.; PEREIRA, F. **Avaliação de empresas**: um guia para fusões e aquisições e private equity. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.
- MARTINS, E. **Avaliando a empresa**. IOB, São Paulo, Boletim 10/98, 1998. Temática Contábil, p. 1-6.
- MARTINS, E. (coord.). **Avaliação de empresas**: da mensuração contábil à econômica. São Paulo: Atlas, 2001.
- MAVRIDES, M. Predictability and volatility of stock returns. **Managerial Finance**, v. 29, n. 8, p. 46-56, 2003.
- MINARDI, A. M. A. F.; SAITO, R. Orçamento de Capital. **RAE: Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 47, p. 79-83, 2007.
- MISHRA, A. K. Stock market and foreign exchange market in India: are they related? **South Asian Economic Journal**, v. 5, n. 2, p. 209-232, 2004.
- MODIGLIANI, F; MILLER, M. H. The cost of capital, corporation finance and theory of investment. **The American Economic Review**, Nashville, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. **The Journal of business**, Chicago, v. 34, n. 4, p. 411-433, 1961.
- MURADOGLU, G.; TASKIN, F.; BIGAN, I. Causality between stock returns and macroeconomic variables in emerging markets. **Russian and East European Finance and Trade**, v. 36, n. 6, p. 33-53, 2000.
- MYERS, J. N. Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 74, p. 1-28, 1999.
- NÚCLEO DE ESTUDOS DE POLÍTICA MONETÁRIA. **De 1999 a 2014 : O que houve com o câmbio brasileiro?** Minas Gerais: NEPOM, 2014. Disponível em: <https://nepom.wordpress.com/2014/04/24/de-1999-a-2014-o-que-houve-com-o-cambio-brasileiro/>. Acesso em: 24 set. 2019.
- OHLSON, J. A. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, Mississauga, v. 11, n. 2, p. 661-687, Spring 1995.
- PANETTA, F. The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. **Review of Banking, Finance and Monetary Economics**, v. 31, n. 3, p. 417-450, 2002.
- PAREDES, B. J. B.; OLIVEIRA, M. R. G de. O impacto dos fatores macroeconômicos e de risco sobre a mensuração do valor das empresas. **Revista Universo Contábil**, Blumenau, v. 13, n. 2, p. 43-64, abr./jun. 2017.

PEASNELL, K. V. Some Formal Connections between Economic Values and Yields and Accounting Numbers. **Journal of Business Finance and Accounting**, Oxford, v. 9, p. 361-381, 1982.

PENMAN, S. H. Return to fundamentals. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, Boston, v. 7, n. 4, p. 465-484, 1992.

PENMAN, S. H.; SOUGIANNIS, T. A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, Mississauga, v. 15, n. 3, p. 343-383, 1998.

PERES, M. A. F.; SOUZA, G. S.; ALMEIDA, C. L. Volatilidade de Mercado e de variáveis macroeconômicas: um estudo da intensidade da associação para a economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília**, Brasília-DF, v. 7, n. 2, p. 7-14, 2007. Disponível em: <https://portalrevistas.ucb.br/index.php/rbee/article/download/4229/2574>. Acesso em: 12 jun. 2019.

PEREZ, M. M.; FAMÁ, R. Avaliação de Empresas e Apuração de Haveres em Processos Judiciais. *In*: Seminários em Administração FEA/USP – SEMEAD, 4. 2003. São Paulo. **Anais [...]**. São Paulo, 2003.

PLENBORG, T. **Firm Valuation**: comparing the residual income and discounted cash flow approaches. [S. l.]: Social Science Research Network, 2000. Disponível em: <http://papers.ssrn.com>. Acesso em: 12 jun. 2018.

PRATES, D.; BIANCARELI, A. **Panorama do ciclo de crédito recente**: Condicionantes e características gerais. Projeto de Estudos sobre as Perspectivas da Indústria Financeira Brasileira e o Papel dos Bancos Públicos. Convênio BNDES/FECAMP/CECON-IE-UNICAMP/IE-UFRJ, 2009. Disponível em: [http://www3.eco.unicamp.br/cecon/images/arquivos/pesquisa-2008-2009/Relatorio\\_Mercado\\_de\\_Credito\\_panorama.pdf](http://www3.eco.unicamp.br/cecon/images/arquivos/pesquisa-2008-2009/Relatorio_Mercado_de_Credito_panorama.pdf). Acesso em: 04 jun. 2019.

PRATES, D. M.; FARHI, M. **A crise financeira internacional, o grau de investimento e a taxa de câmbio do real**. Campinas: IE/UNICAMP, 2009.

PREINREICH, G. Annual survey of economic theory: the theory of depreciation. **Econometrica**. New York, v. 6, p. 219-231, 1938.

QUADIR, M. M. The effect of macroeconomic variables on stock returns on Dhaka stock exchange. **International Journal of Economics and Financial Issues**, v. 2, n. 4, p. 480-487, 2012.

RAMOS, P. L. **Variáveis Macroeconômicas e Retorno Real do Ibovespa**: uma avaliação linear e não-linear. 2009. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, , Porto Alegre, 2009.

RAUPP, F. M.; BEUREN, I. M. (org.). **Como elaborar trabalhos monográficos em contabilidade**: teoria e prática. 2. ed. ampl. e atual. São Paulo: Atlas, 2004.

REINHART C. M.; ROGOFF, K. S. **This time is different: eight centuries of financial folly.** Princeton: Princeton University Press, 2009.

RIBEIRO, E. P.; MENEZES NETO, L. T.; BONE, R. B. Reservas de óleo e gás em modelos de avaliação para empresas petrolíferas. **Rev. Bras. Finanças**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 4, p. 549-569, 2011.

RIBEIRO, R. B.; GABRIEL, F. S.; RIBEIRO, K. C. S. Influência das variáveis macroeconômicas sobre o retorno das ações da Petrobrás S.A. *In: XXXII Encontro Nacional de Engenharia de Produção*, 2012, Bento Gonçalves, **Anais [...]** Bento Gonçalves: ABEPRO, p. 1-13, 2012.

RIGHI, M. B.; SCHLENDER, S. G.; CERETTA, P. S. Análise dos impactos esperados e não esperados da taxa de juros, câmbio e inflação no mercado brasileiro. **Revista de Administração da UFSM**. v. 5, n. 3, p. 539-548, set./dez. 2012.

RISKTECH. **Composição do termômetro de risco:** elementos considerados para medição do risco em investimentos de capital. Atualizado em 17 jan. 2007. Disponível em: [www.risktech.com.br](http://www.risktech.com.br) . Acesso em: 24 set 2018.

ROGERS, P. **Governança corporativa, mercado de capitais e crescimento econômico no Brasil.** 2006. 147 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Administração,, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2006.

SILVA, A. C. R. **Metodologia da pesquisa aplicada à contabilidade:** orientações de estudos, projetos, artigos, relatórios, monografias, dissertações, teses. São Paulo: Atlas, 2010.

SILVA, F. M; & CORONEL, D. A. Análise da Causalidade e Cointegração entre Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa. **Rev. Adm. FACES Journal Belo Horizonte**, v. 2, n. 3, p. 31–52, 2012.

SILVA, E. C. da *et al.* Adoção das Normas Contábeis Internacionais e a Aproximação entre a Contabilidade Gerencial e Financeira: Estudo de Caso em uma Cia de Telecomunicações. Congresso UFSC de Controladoria e Finanças e Iniciação Científica em Contabilidade, 6.; Congresso Iberoamericano De Contabilidad E Gestión, 9.; 2015. Florianópolis. **Anais [...]**. Florianópolis, 2015.

STIGLITZ, J. E. **The financial crisis of 2007/2008 and its macroeconomic consequences, meeting of the initiative for policy dialogue task force meeting on Financial Markets Reform**, Jun. 2008. 34 p. Disponível em: <https://academiccommons.columbia.edu/doi/10.7916/D8QZ2HSG>. Acesso em 12 jun. 2019.

STIGLITZ, J. E. The current economic crisis and lessons for economic theory. **Eastern Economic Journal**, Pennsylvania, v. 35, n. 3. p. 281-295, 2009.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República.** Exercício de 2008. Brasília-DF: TCU, 2008. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2008/Textos/CG\\_2008\\_Relatorio\\_Completo.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2008/Textos/CG_2008_Relatorio_Completo.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República**. Exercício de 2009. Brasília-DF: TCU, 2009. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2009/Textos/CG%202009%20Relat%C3%B3rio.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2009/Textos/CG%202009%20Relat%C3%B3rio.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República**. Exercício de 2010. Brasília-DF: TCU, 2010. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2010/CG%202010%20Relat%C3%B3rio.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2010/CG%202010%20Relat%C3%B3rio.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República**. Exercício de 2011. Brasília-DF: TCU, 2011. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2011/fichas/CG%202011%20Relat%C3%B3rio%20Sess%C3%A3o.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2011/fichas/CG%202011%20Relat%C3%B3rio%20Sess%C3%A3o.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República**. Exercício de 2012. Brasília-DF: TCU, 2012. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2012/fichas/CG%202012\\_relatori%C3%B3rio%20completo.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2012/fichas/CG%202012_relatori%C3%B3rio%20completo.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República**. Exercício de 2013. Brasília-DF: TCU, 2013. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2013/docs/CG\\_2013\\_Relat%C3%B3rio%20Sess%C3%A3o.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2013/docs/CG_2013_Relat%C3%B3rio%20Sess%C3%A3o.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Relatório e Parecer Prévio sobre as Contas do Governo da República**. Exercício de 2014. Brasília-DF: TCU, 2014. Disponível em: [https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas\\_governo/contas\\_2014/docs/CG%202014\\_Relatori%C3%B3rio%20ParecerPr%C3%A9vioFinal.pdf](https://portal.tcu.gov.br/tcu/paginas/contas_governo/contas_2014/docs/CG%202014_Relatori%C3%B3rio%20ParecerPr%C3%A9vioFinal.pdf). Acesso em: 16 jun. 2019.

TSOUKALAS, D; SIL, S. The determinants of stock prices: evidence form the United Kingdom stock market. **Management Research News**, v. 22, n. 5, p.1-14, 1999.

TSOUKALAS, D. Macroeconomic factors and stock prices in the emerging Cypriot equity market. **Managerial Finance**, v. 29, n. 4, p. 87-92, 2003.

VALDÉZ, A. L; VÁZQUEZ, R. D. Ohlson model by panel cointegration with Mexican data. **Contaduría y Administración**. Cidade do México, n. 232, p. 131-142, 2010.

VALDÉZ, A. L; VÁZQUEZ, R. D; REYNA, J. M. S. M. Relevance of Discretionary Accruals Information (DAI) in Ohlson model: the case of Mexico. **Journal of Entrepreneurship, Management and Innovation (JEMI)**, Nowy Sacz, v. 8, n. 3, p. 21-34, 2012.

VÉLEZ-PAREJA, I; THAM, J. Do the RIM (Residual Income Model), EVA® and DCF (Discounted Cash Flow) Really Match? Working Paper. *In: SSRN, Social Science Research Network*, Rochester, n. 25, mar./jun. 2003.

WALD, A. Tests of statistical hypothesis concerning several parameters aawhen the number of observations is large. **Transactions of the American Mathematical Society**, v. 54, n. 3, p. 426–482, 1943.

WATTS, R.; ZIMMERMAN, J. Positive accounting theory: a ten year perspective. **The accounting review**, Sarasota, v. 1, p. 131-156, 1990.

WERNECK, M. *et al.* Estratégia de Investimentos Baseada em Informações Contábeis: modelo residual income valuation – Ohlson versus R-score – Piotroski. **Advances in Scientific and Applied Accounting**, São Paulo, v. 3, n. 2, p.141-164, 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. Specification testing and quasi-maximum-likelihood estimation, **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 48, n. 1-2, p. 29-55, 1991.