

---

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

---

## *THE EFFECT OF MACROECONOMIC AND ACCOUNTING FACTORS ON THE VALUATION OF THE VALUE OF COMPANIES*

---

### **Diogo Costa da Silva**

Mestre em Ciências Contábeis do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS).

Endereço: Avenida Senador Filinto Müller, nº 1555, Bairro Vila Ipiranga, Campo Grande, Mato Grosso do Sul, CEP 79074-460. ESAN – Escola de Administração e Negócios.

Telefone: (67) 99120-1422.

E-mail: diogodcsilva7@gmail.com

### **Matheus Wemerson Gomes Pereira**

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor Associado I da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS).

Endereço: Avenida Senador Filinto Müller, nº 1555, Bairro Vila Ipiranga, Campo Grande, Mato Grosso do Sul, CEP 79074-460. ESAN – Escola de Administração e Negócios.

Telefone: (67) 3345-3906

E-mail: matheuswgp@yahoo.com.br

Recebido: 21/07/2019    Aprovado: 21/05/2020

Publicado: 30/08/2020

### **Emanoel Marcos Lima**

Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo (USP). Professor Associado da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul (UFMS).

Endereço: Avenida Senador Filinto Müller, nº 1555, Bairro Vila Ipiranga, Campo Grande, Mato Grosso do Sul, CEP 79074-460. ESAN – Escola de Administração e Negócios.

Telefone: (67) 3345-3903

E-mail: emanoel.lima@ufms.br

---

## 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. IFRS.

## **ABSTRACT**

---

*This study aims to verify 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 Crisis model. IFRS.

## **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).

Para tomar uma decisão correta, os agentes devem saber mensurar o valor de uma empresa, no intuito de tomarem decisões estratégicas que maximizem a riqueza dos proprietários. Para efetivar o cálculo, alguns elementos têm de ser avaliados para que não haja perdas e que exista uma conjuntura de vantagens recíprocas para todos os envolvidos (CARVALHO, 2013).

Com a introdução das normas IFRS (*International Financial Reporting Standards*) ocorreu uma mudança importante na contabilidade, que passou a evidenciar o valor justo, que de acordo com Comitê de Pronunciamentos Contábeis 46 é um valor que reflete um ativo em um momento específico, podendo haver mudanças em um período curto de tempo, por exemplo, o lançamento de uma máquina semelhante mais tecnológica. Uma das principais inovações 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 (ANTUNES *et al.* 2013).

Para analisar adequadamente o valor de uma empresa a partir de lucros residuais futuros esperados e a relevância das informações contábeis, esta pesquisa tem como objetivo analisar 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.

As variáveis macroeconômicas utilizadas foram: Produto Interno Bruto – PIB (mede a riqueza do país), Taxa 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), a oferta de moeda (M1) e o Risco País.

A contribuição desta pesquisa em relação a de Carvalho (2013) está em inserir mais cinco variáveis: a oferta de moeda (M1), o Risco País, a adoção das normas contábeis internacionais, a crise e os setores da B3 divididos conforme o Econômica, como determinantes do vetor de outras informações do Modelo de Ohlson (1995).

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.

Além desta introdução, na seção seguinte abordar-se-á o referencial teórico utilizado na pesquisa. A terceira seção descreve os dados coletados e seus critérios de escolha, bem como a abordagem de estimação. Já na quarta seção analisa-se os resultados da regressão de dados em painel para as variáveis *dummy* CRISE e IFRS. Por fim, na última seção são apresentadas as considerações finais desta pesquisa.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Avaliação de empresas

A necessidade da utilização da avaliação empresarial ou *valuation* acontece em várias situações, sendo que todos concorrem para um único objetivo que é de estabelecer um preço justo para a transação. De acordo com Damodaran (2009), a avaliação empresarial tem fundamental importância na classificação e gestão de carteiras, e também no estudo de aquisições 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.

A avaliação empresarial pode avançar em dois ângulos: em primeiro lugar pondera a possibilidade de descontinuidade, desmanche ou liquidação da sociedade. E em segundo lugar, considera a continuidade da operação da sociedade (MARTINS, 2001). 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.

Para Assaf Neto (2014, p. 744) “a definição do valor de uma empresa é uma tarefa complexa, exigindo uma coerência e rigor conceituais na formulação do modelo de cálculo. Existem diversos de avaliação, embutindo todos eles certos pressupostos e níveis variados de subjetividade”.

## 2.2 O Modelo Ohlson

O modelo de Ohlson (1995) é trabalhado em uma convergência de formulação de pressupostos. Não levar em conta a essência dos vários componentes que compõem o modelo pode amplificar o risco de uma imperfeita caracterização ou um viés na etapa de interpretar os resultados alcançados. (KOTHARI, 2001). Lundholm (1995, p. 749) faz uma advertência que o entendimento de um modelo vai além do emprego fórmulas. Assim é imprescindível analisar em um modelo os diversos conceitos que interagem em conjunto para sua formação.

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.

Levando em conta a teoria existente, o Prof. James Ohlson compreendeu a possibilidade de formar um modelo de análise, mantido pela ligação do lucro limpo, em que variáveis contábeis pudessem ter uma função de visibilidade. Ele se orientou pelo modelo de cálculo pelo lucro residual, em que a cotação da companhia é igual ao somatório do valor contábil do PL mais o valor presente dos lucros residuais futuros (CUPERTINO, 2003). Para a compreensão do seu modelo, Ohlson (1995) faz duas ponderações:

- a) um aumento nos dividendos em qualquer período decresce os lucros esperados para o período seguinte; e
- b) mais genericamente, um crescimento nos dividendos diminui os benefícios agregados dos próximos dois períodos. Sendo que, a taxa de juros composta destes dois períodos que determina esse efeito.

### 2.2.1 Construção do Modelo

A representação do modelo de Ohlson (MO) está estruturado em três premissas (OHLSON, 1995): a primeira, leva em conta a “aplicação do valor presente dos dividendos futuros descontados em conjunto com a propriedade de irrelevância dos dividendos para definir o preço de ações”. O Modelo de Desconto de Dividendos (MDD) aponta o valor de mercado, atentando para a imparcialidade ao risco. A equação 1 apresenta o MDD.

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

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 segunda premissa utiliza-se da relação lucro limpo ou *Clean Surplus Relation* (CSR) (OHLSON, 1995). A CSR pode ser entendida como uma limitação na conexão entre lucros contábeis, valores contábeis do Patrimônio Líquido (PL) e dividendos líquidos para o tempo  $t$  (Myers, 1999, p. 3). A CSR exige que todas as alterações no patrimônio percorram o demonstrativo de resultado. Os lucros e o valor contábil do PL são vinculados na mesma fórmula e resulta que o *goodwill* seja idêntico ao valor presente dos lucros residuais futuros esperados (OHLSON, 1995, p. 662).

Por fim, o terceiro pressuposto do Modelo de Ohlson indica a atuação estocástica das séries temporais para os lucros anormais (OHLSON, 1995). A empresa prossegue sendo apreciada pelo MDD,

com a diferença de determinar o conteúdo da associação entre informações correntes e o valor descontado dos dividendos futuros. O procedimento estocástico que determina a terceira premissa é chamada de *Linear Information Dynamics*, ou dinâmica das informações lineares (DIL) (CUPERTINO, 2003). E essa foi a inovação feita por Ohlson ao fazer a ligação entre a contabilidade e a DIL.

Apresentadas as premissas o modelo é desenvolvido da seguinte maneira: combina-se na equação 1, a segunda premissa indicada pela equação 2, em que o Patrimônio Líquido atual será igual ao Patrimônio Líquido do ano anterior, somado com os dividendos e diminuído do lucro do período atual.

$$y_t = y_{t-1} - d_t + x_t \quad (2)$$

Onde:

$y_t$  = Patrimônio Líquido Atual;  
 $y_{t-1}$  = Patrimônio Líquido do período t -1;  
 $d_t$  = Dividendos do Período Atual;  
 $x_t$  = Lucros Atuais.

Partindo da equação 2 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:

$$x_t^a = x_t + (R_f - 1)b_{t-1} \quad (3)$$

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 2 com a equação 3, a definição implica:

$$d_t = x_t^a - b_t + R_f b_{t-1} \quad (4)$$

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

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f E_t [x_{t+\tau}^a] \quad (5)$$

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 +  $\tau$ .

Para o comportamento estocástico de  $x_t^a$ , Ohlson (1995) e Lundholm (1995) evidenciam que as suposições práticas do modelo baseiam-se na última premissa, comparadas às dinâmicas informacionais dos lucros residuais, pois seu papel é colocar limitações no modelo padrão de desconto de dividendos. O método estocástico é dado pelas fórmulas:

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (6)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2,t+1} \quad (7)$$

Onde  $x_{t+1}^a$  é o lucro anormal (ou lucro residual) no tempo “ $t$ ”;  $v_{t+1}$  tem o significado de “outras informações” sobre lucros residuais futuros esperados que são consideradas no final do tempo “ $t$ ” porém, que não foram identificadas pela contabilidade;  $\omega$  e  $\gamma$  são critérios de persistência;  $\varepsilon_1$  e  $\varepsilon_2$  demonstram os termos de erros estocásticos, que são admitidos para terem média zero e distribuição normal (CUPERTINO, 2003).

De acordo com as três premissas, equação 8, o modelo de cálculo de empresas concebido por Ohlson (1995) é apresentado:

$$P_t = b_t + a_1 x_t^a + a_2 v_t \quad (8)$$

Em que:

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

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

Essa fórmula apresenta o seguinte: o valor do preço de um bem ( $P_t$ ) é idêntico ao valor do seu patrimônio líquido somado a persistência dos lucros anormais e do vetor de outras informações sobre os lucros anormais. Os fatores estão completamente associados com os parâmetros de persistência. Apesar disso, Ohlson (1995) não esclarece quais são as bases para obter esses parâmetros, ele expressa apenas que o ambiente econômico e os fundamentos contábeis determinam os parâmetros exógenos (CARVALHO, 2013).

### 3 METODOLOGIA

A pesquisa é classificada como quantitativa por utilizar métodos estatísticos, por exemplo, coeficientes e índices. Silva (2010) apresenta o conceito de investigação quantitativa como aquela em que se manipula técnicas aprimoradas, como a aplicação de estatística.

Com relação aos objetivos propostos, este trabalho é caracterizado como descritivo. Para Silva (2010), uma análise descritiva tem como finalidade estabelecer ligações entre as variáveis, a partir das particularidades de uma população ou fenômeno determinadas.

#### 3.1 Dados para a pesquisa

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 Economatica©.

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, e 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, desta forma aumenta-se os graus de liberdade e reduz-se a possível multicolinearidade dos dados.

No Quadro 1 são apresentadas as variáveis consideradas neste trabalho:

Quadro 1 – 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 não seria até 2014?
Variáveis independentes contábeis, macroeconômicas e <i>dummy</i>	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	19 setores da B3 (Econômica)	

Fonte: Os autores (2019).

O Quadro 1 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:

$$\begin{aligned}
 &Ln(\text{valor da empresa})_{it} \\
 &= \beta_0 + \beta_1 Ln y_t + \beta_2 Ln x_t^a + \beta_3 Ln PIB + \beta_4 SELIC + \beta_5 IPCA + \beta_6 C\hat{A}M B I O + \\
 &\beta_7 Ln O f e r t a \text{ de moeda} + \beta_8 Ln R i s c o P a í s + \beta_9 D_{c r i s e} + \beta_{10} D_{n o r m a s} + \beta_{11} D_{19 \text{ setores da B3}} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

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 inclinação (os betas) são expressos como o movimento na variável dependente para uma variação de uma unidade de variação na variável independente – mantendo todas as outras variáveis independentes inalteráveis.

$\varepsilon_t$ = O termo de erro.

Os dados analisados 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 para fazer as análises deste estudo será o STATA na versão 15.1.

### 3.2 Modelos de regressão com dados em painel

A representação dos modelos de regressão com dados em painel - dados combinados -, agrupam a análise de séries temporais e de observações juntamente com a análise em corte transversal que são multiplicadas por vários períodos  $t$  de tempo. Este tipo de dados compreende elementos que permitem uma melhor averiguação sobre a performance nas mudanças das variáveis, o que torna provável cogitar o efeito dos fatores não observados (BALTAGI, 2001; HSIAO, 2003).

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

- 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*): neste 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.

#### 3.2.1 Teste de Hausman, Teste de Wooldridge, Teste de Wald

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.

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

$$H_0: \text{não existe correlação de primeira ordem}$$

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

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:

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

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 4.1 Análise estatística

A Tabela 1 apresenta as informações deste estudo. Os dados estimados foram 269 empresas que fazem parte de 19 setores da B3 coletados no sítio do Economática do período de 2008 a 2014.

Os resultados encontrados mostram, por exemplo, que o valor médio de mercado das companhias que compõem a B3 é de R\$ 50.064.790,80, entretanto é possível observar uma grande variação em torno da média, pois o desvio-padrão é de mais de R\$ 183 milhões. Com isso, pode-se avaliar que existem muitas empresas com valores mais baixos e poucas empresas com valores mais altos, e esta informação pode ser confirmada verificando o valor da mediana de R\$ 6.943.508,68 que está abaixo do valor médio. Novamente, visualiza-se um valor mínimo de R\$ 94.560,00 e um máximo de R\$ 1.839.931.871,87, configurando grande dispersão.

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	50.064.790,80	6.943.508,68	183.301.946,30	94.560,00	1.839.931.871,87	6,93607	53,64669
Patrimônio Líquido	34.472.559,06	6.164.597,00	140.278.551,38	1.901,00	1.857.769.665,00	9,64779	112,90677
Lucro Líquido	31.682.106,34	5.784.919,00	126.315.764,42	897,00	1.636.388.985,00	9,26831	104,50337
PIB	22.711,25	22.806,79	4.123,62	16.944,67	28.042,56	-0,1362	-1,0549
SELIC	9,263	9,435	1,124	7,92	11,04	0,4056	0,1656
IPCA	5,81	5,91	0,78828	11,04	6,50	-1,7513	3,6428
Câmbio	1,9823	1,9754	0,2504	1,6742	2,3533	0,3043	-0,6742
Risco País	203,33	200	37,2648	148	259	0,0441	0,7262
Oferta M1	310.090,83	305.211,16	44.803,30	250.234,28	363.361,54	-0,0300	-1,7525

Fonte: Dados da pesquisa (2019).

Prosseguindo com a análise das medidas da estatística descritiva das variáveis apresentadas da tabela 1 observa-se que a média do PIB no período de tempo analisado foi de R\$ 22.711,25, da taxa Selic de 9,263%, da inflação (IPCA) de 5,81, do câmbio de 1,9823, do Risco País 203,33 e da Oferta M1 de R\$ 310.090,83. 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 65,495%. 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, e a média do IPCA para a inflação esteve dentro da banda estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (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, viu-se que para adquirir U\$\$ 1 dólar seriam necessários R\$ 1,9823 reais em média no período de tempo estudado. O Risco País teve uma média de 203,33 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\$ 310.090,83 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.

## 4.2 Estimação dos dados

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. 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.

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).

## 4.3 Análise dos dados durante a Crise de 2008

Iniciando-se pela variável PIB durante o período da crise, o coeficiente apresentou sinal negativo, sinalizando uma relação inversa com a variável dependente, indicando que um fraco desempenho da atividade econômica, impacta de forma a reduzir o valor de mercado das empresas da B3. 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 redução 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 (MAAHS, 2014).

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. A crise contribuiu para a queda do IPCA em 2008, onde 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 no aumento dos preços dos alimentos, especialmente no segundo semestre, foi o que mais colaborou para a atenuação do IPCA de um ano para o outro. Os alimentos sofreram uma mudança bem considerável,

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, confirmando o que foi encontrado neste trabalho.

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).

A elevação da taxa SELIC, a partir de outubro de 2008, foi considerada também umas 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 conduta da política monetária no ano de 2009 teve como linha as repercussões da crise mundial, desencadeada no segundo semestre de 2008, sobre como estava atingindo a atividade econômica interna. A reação ao novo ambiente vivenciado pela economia global que, caracterizado por limitações importantes no mercado de crédito, crescimento da hostilidade ao risco e piora de expectativas, traduziu-se em contração intensa da atividade doméstica no final de 2008 e, no início de 2009.

Convém mencionar que a taxa Selic apresentou um coeficiente positivo, apontando que uma elevação dos juros, pode impactar no aumento do valor das companhias. De fato, uma política mais contracionista, com juros mais altos, pode atrair capitais que influenciam no aumento de valor de mercado das empresas, e o índice IBOVESPA apresentou uma valorização das companhias em 59,94% em relação a 2008, pois 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.

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, indicando no modelo que essa desvalorização impacta reduzindo o valor de mercado das companhias, e é o que acontece na estimação realizada. 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 final de novembro de 2008 foi possível notar que o Brasil se reabilitou rapidamente, pois, os capitais estrangeiros regressaram ao país. Isso aconteceu graças ao avanço da confiança dos investidores na economia brasileira, que no momento da crise tinha uma inflação contida, dívida externa líquida negativa, relação dívida pública e Produto Interno Bruto (PIB) constante e grandes taxas de crescimento econômico. Devido ao regresso dos capitais estrangeiros ao Brasil, o governo determinou em outubro de 2009 uma alíquota de 2% para o IOF incidente no acesso de capitais externos que tinham como destinos à aplicação em ativos de renda fixa e variável no Brasil. O propósito foi o de diminuir a intensa valorização do Real frente ao dólar. O valor de mercado tem uma queda durante a crise e no fim de 2009 o movimento é de alta, e o câmbio acompanha esta oscilação sofrendo uma desvalorização demonstrando que a variável tem influência sobre o valor de mercado (TCU, 2009).

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). Em 2009 o aumento de moeda (M1) e crédito esteve subordinada pelos reflexos da crise financeira mundial sobre a economia brasileira. A ampliação dos principais agregados monetários assinalou uma considerável desaceleração,

comparativamente aos anos anteriores, em consequência da redução observada no mercado de crédito e da retração dos negócios em vários setores da economia, motivos que resultaram no esfriamento do crescimento econômico (CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO, 2009). O coeficiente OFERTAM1 apresentou um coeficiente positivo, o que mostra que um aumento na oferta de moeda, aumenta o valor de mercado das companhias. Essa correlação positiva está alinhada com a trajetória de queda da taxa Selic, com objetivo de manter o crédito na economia.

A variável *dummy* CRISE durante a estimação apresentou um comportamento positivo, indicando que durante esse período o impacto da variável é positivo, e o valor das companhias aumentam. A equação abaixo apresenta a estimação considerando a variável Crise:

$$\ln(\text{valor})_{it} = 0.2213(PL_t) + 0.1977(LL) - 0.0502(PIB) - 0.3422(IPCA) + 0.041(SELIC) - 0.8907(C\grave{A}MBIO) + 1.6867(OfertaM1) + 0.0724(D_{crise}) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Apesar de em 2008 o valor das empresas tenha sofrido uma grande desvalorização, de 2008 para 2009, o valor de mercado tem uma grande valorização, indicando que o modelo de Ohlson através do vetor outras informações, consegue estimar o valor das companhias de mercado aberto que fizeram parte desta pesquisa

#### 4.4 Análise considerando a variável IFRS

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.

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. 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 (ADVFN).

No ano de 2013, a economia brasileira cresceu 2,3% e os três setores analisados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o cálculo do PIB mostraram avanço, com destaque para a agropecuária. O resultado de 2014 ficou abaixo em relação ao ano 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% na 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 (ADVFN).

No entanto, o modelo estimado mostrou resultado diferente, em que a adoção diminuiria o valor das companhias, mas isso não se confirmou. Os dados usados e o período estudado podem ter influenciado na estimação do comportamento da variável, mas não invalidando o modelo. Considerando a variável IFRS, o sinal negativo indicado no coeficiente, o período a partir de 2010, a adoção das normas foi benéfica para as empresas do setor, aumentando o valor de mercado, diferentemente da análise do PIB, que teve queda ao longo do período, mas pode não ter impactado para a queda do valor de mercado das companhias. Os valores de mercado das empresas ficaram próximos do período pré-crise, 2007.

Em 2010, o IPCA se elevou no trimestre finalizado em novembro, após registrarem trajetória declinante no trimestre encerrado em agosto, nos dois momentos, em grande parte, devido ao impacto da evolução dos preços no grupo alimentação. A evolução 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, ante 3,13% e 7,09%, respectivamente, no ano anterior (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011). No ano de 2012, a inflação apresentou trajetória de desaceleração em relação a 2011, resultado associado a menores reajustes de preços administrados e a 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.

A variação do IPCA atingiu 5,91% em 2013 (5,84% em 2012 e 6,50% em 2011), e 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 tarifas de água e esgoto (BACEN, 2013).

No ano de 2014 o IPCA 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 à 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 (CGU, 2014).

O período avaliado em que são adotadas as normas internacionais, o IPCA tem comportamento de alta, 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%. O sinal negativo do coeficiente demonstra que é possível que a variável influencie de forma a diminuir o valor de mercado das empresas, sendo assim, um aumento da inflação, poderá influenciar na queda no valor das companhias. Nesse tempo, a diminuição do valor das empresas corrobora o sinal da variável.

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 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 (BACEN, 2010). 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.

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 (BACEN, 2012). Em 2013, o Banco Central destacou que o balanço de riscos para a inflação apresentara piora no curto prazo e que a recuperação da atividade doméstica havia sido menos intensa do que o esperado, bem como que 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 contribuíram para que o processo inflacionário ainda mostrasse resistência.

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 doze 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 (BACEN, 2014).

No modelo estimado, com a variável IFRS, o coeficiente SELIC apresentou sinal positivo, o que nos mostra que quando a taxa de juros diminui, o valor das empresas aumenta. No período em que a IFRS é adotada, no ano de 2010, é possível constatar, a influência do coeficiente. Em 2010, quando a taxa tem um movimento de queda, o valor das empresas aumenta. Já no ano de 2011, quando a SELIC atinge seu pico no período estudado, o valor das companhias sofre uma queda. No ano de 2012 houve um movimento de alta da taxa e as empresas foram valorizadas. Em 2013, houve mais uma queda, menos acentuada da SELIC, mas que não influenciou ao ponto de elevar o valor das companhias. Mas, em 2014, com o risco inflacionário crescente, a autoridade monetária elevou os juros, que impactou reduzindo o valor das empresas.

A condução da política do CÂMBIO 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 manteve a política de fortalecimento de reservas internacionais (BACEN, 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 (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 BCB no mercado de câmbio foi orientada para absorver a liquidez excedente. 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 tornar menos rígido as 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), se traduziu em apreciação vigorosa do dólar dos EUA em relação às moedas de importantes economias emergentes (BACEN, 2013). Já no ano de 2014 ocorreram dois tipos de situações: primeira delas teve início do período até meados de março, quando o real continuava bastante depreciado, próximo de R\$ 2,40. Isto ocorreu pelos maiores cortes na oferta de moeda americana e também com as notas negativas recebidas pelo Brasil na *Standards & Poor's* em relação à 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 onde com a queda da aprovação da presidente 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).

O coeficiente CÂMBIO impacta negativamente o valor das empresas, conforme o sinal estimado no modelo. O resultado aponta que uma desvalorização cambial pode diminuir o valor das companhias.

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. É possível afirmar que esta variável exerce influência sobre o valor de mercado da B3.

O comportamento do agregado monetário OFERTAM1 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 (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 (BACEN, 2011).

O comportamento dos agregados monetários restritos em 2012 refletiu o crescimento moderado da atividade econômica e o consequente 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. (CGU, 2012). No ano de 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. Assim, em linha com a desaceleração do consumo das famílias, a expansão dos meios de pagamentos restritos arrefeceu no ano.

O crescimento dos agregados monetários 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 acréscimo de 9,3% no papel-moeda em poder do público e de redução de 2,1% nos depósitos à vista (CGU, 2014).

Analisando o coeficiente OFERTAM1 o sinal positivo resultante da estimação, mostra que quando há uma expansão monetária, aumentando o papel-moeda em poder do público, o valor das empresas aumenta. 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 2010 e também de 2012 e 2013. O valor de mercado das empresas também foi impactado de forma que em alguns momentos o valor aumentou e em outros o valor diminuiu. A variável exerceu influência sobre as companhias da Bolsa de Valores de São Paulo, B3. O sinal positivo do coeficiente vai de encontro com 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, mostrando que a adoção das normas teve impacto de forma a diminuir o valor das empresas no período analisado. Logo abaixo é apresentada a equação considerando a variável IFRS:

$$\begin{aligned} \ln(\text{valor})_{it} = & 0.2213(PL_t) + 0.1977(LL) - 0.0502(PIB) - 0.3422(IPCA) + 0.041(SELIC) \\ & - 0.8907(C\grave{A}MBIO) + 1.6867(OfertaM1) - 0.0724(D_{IFRS}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

O sinal encontrado demonstra que a variável pode ter influenciado no valor de mercado das companhias da B3, e o foi que realmente aconteceu, pois é possível observar que de 2010 a 2014 o valor de mercado das empresas sofreu um declínio, o que mostra que a variável estudada influencia no valor de mercado das companhias da B3.

## 5 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 estimar 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 realizadas 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, 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, Pisedtasalasai e Power (2004), Peres, Souza e Almeida (2007), Carvalho (2013), Paredes e Oliveira (2017) e Machado *et al.* (2017).

Considerando as variáveis *dummies* CRISE, IFRS e o setores da B3 no vetor outras informações, dois resultados foram encontrados. Primeiro, quando inserida a variável CRISE e considerado período 2008-2009, o sinal da variável foi positivo, mostrando que o valor das companhias aumentou. 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), através do vetor outras informações, consegue mensurar o valor das companhias de mercado aberto que fizeram parte desta pesquisa.

Em relação ao segundo, observou-se que a variável IFRS apresentou sinal negativo para o período analisado, 2010 a 2014, indicando que valor de mercado das empresas diminuiu, e o que de fato ocorreu, 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. 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 influenciou de forma a acrescentar valor às empresas, no período analisado. No entanto, a variável impacta na determinação do valor de mercado, e com isso o objetivo do trabalho foi alcançado.

A contribuição da presente pesquisa está no fato de acrescentar cinco variáveis em relação ao trabalho 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, 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 impactado 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 usada, nesse caso como *dummy*, é a

política, para entender como as decisões políticas impactam na valorização de mercado das empresas da B3.

## REFERÊNCIAS

ADVFN. **Indicadores econômicos**. PIB Brasil. ADVFN, 2019. Disponível em: <https://br.advfn.com/indicadores/pib/brasil#:~:text=Entre%20os%20setores%20produtivos%20do,R%24%20901%2C4%20bilh%C3%B5es>. Acesso em: 12 jun. 2019.

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.

ASSAF NETO, A. **Finanças Corporativas e Valor**. 7.ed. São Paulo: Atlas, 2014.

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 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. 1-236. 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. 1-222. 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. 1-220. 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.

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

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.

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.

CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO. **Prestação de Contas do Presidente da República, Exercício de 2011**. Secretaria Federal de Controle Interno: Brasília-DF: CGU, 2011. Disponível em: <https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/avaliacao-da-gestao-dos-administradores/prestacao-de-contas-do-presidente-da-republica/arquivos/2011/rpp2011.pdf>. Acesso em: 04 jul. 2019.

CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO. **Prestação de Contas do Presidente da República, Exercício de 2012**. Secretaria Federal de Controle Interno: Brasília-DF: CGU, 2012. Disponível em: <https://www.cgu.gov.br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/avaliacao-da-gestao-dos-administradores/prestacao-de-contas-do-presidente-da-republica/arquivos/2012-1/pcpr2012.pdf>. Acesso em 04 de julho de 2019.

CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO. **Prestação de Contas do Presidente da República, Exercício de 2013**. Secretaria Federal de Controle Interno: Brasília-DF: CGU, 2013. Disponível em: <https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/avaliacao-da-gestao-dos-administradores/prestacao-de-contas-do-presidente-da-republica/arquivos/2013/pcpr-2013.pdf>. Acesso em 04 de julho de 2019.

CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO. **Prestação de Contas do Presidente da República, Exercício de 2014**. Secretaria Federal de Controle Interno: Brasília-DF: CGU, 2014. Disponível em: <https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/avaliacao-da-gestao-dos-administradores/prestacao-de-contas-do-presidente-da-republica/arquivos/2014/pcpr2014.pdf>. Acesso em 04 de julho de 2019.

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.

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.

DAMODARAN, A. **Avaliação de Empresas.** São Paulo: Prentice-Hall, 2007. 480 p.

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.

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.

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.** 2. ed. Nova York: Cambridge University Press, 2003.

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

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.

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.

MAAHS, F. **A crise econômica de 2008 nos Estados Unidos e no Brasil.** 2014. Monografia (requisito parcial à conclusão do Curso de Ciências Econômicas) - Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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

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.

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.

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.