

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE**  
**DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**

**CUSTO DE CAPITAL EX-ANTE: VARIÁVEIS EXPLICATIVAS E PRÊMIO  
PELO RISCO DE MERCADO NO BRASIL**

**Rafael Falcão Noda**

**Orientador: Prof. Dr. Roy Martelanc**

**SÃO PAULO**

**2013**

Prof. Dr. João Grandino Rodas  
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro  
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann  
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Lindolfo Galvão de Albuquerque  
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

**RAFAEL FALCÃO NODA**

**CUSTO DE CAPITAL EX-ANTE: VARIÁVEIS EXPLICATIVAS E PRÊMIO PELO  
RISCO DE MERCADO NO BRASIL**

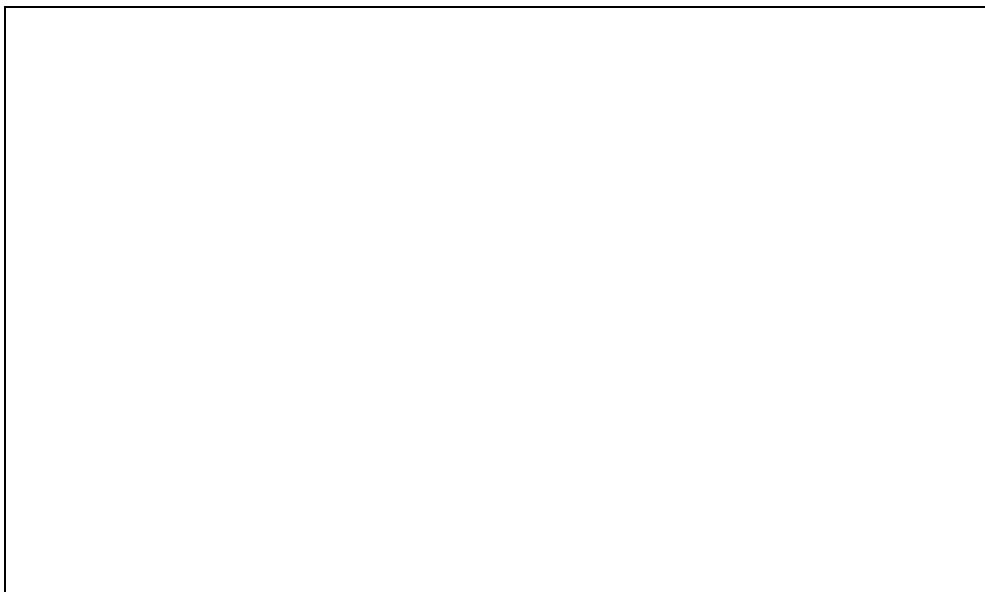
Dissertação apresentada ao Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Ciências.

**Orientador: Prof. Dr. Roy Martelanc**

Versão Original

**SÃO PAULO**

**2013**



## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Noda, Rafael Falcão

Custo de capital ex-ante: variáveis explicativas e prêmio pelo risco de mercado no Brasil / Rafael Falcão Noda. -- São Paulo, 2013.

142 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2013.

Orientador: Roy Martelanc.

1. Custo de capital 2. Investimentos 3. Mercado de capitais I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332.041

## **AGRADECIMENTOS**

Ao Prof. Dr. Roy Martelanc, pelo interesse, estímulo, disponibilidade e intensa participação no processo de orientação, fundamental no desenvolvimento deste trabalho, e, sobretudo, por ser um exemplo de dedicação à produção científica.

Aos membros da banca, Prof. Dr. José Roberto Ferreira Savoia e Prof. Dr. Wilson Toshiro Nakamura, pelas contribuições que ajudaram a aprimorar este trabalho.

À Denise e à tia Lu, pelo apoio durante o curso e processo de elaboração desta Dissertação.

## RESUMO

Este trabalho propõe um modelo para estimativa do custo de capital próprio ex-ante baseado no índice lucro/preço, E/P, na taxa de crescimento esperada para o lucro na perpetuidade,  $g$ , e no coeficiente  $\gamma$ , o qual mede a taxa de conversão de crescimento em rentabilidade e, portanto, em valor. Tal modelo é testado com base em uma amostra brasileira, utilizando metodologia econométrica de regressões multivariadas em primeira diferença de séries temporais. São utilizadas como variáveis explicativas medidas alternativas para a taxa livre de risco e para a taxa esperada de crescimento do lucro na perpetuidade. Diversas das medidas utilizadas foram relevantes para explicar os índices E/P no Brasil, corroborando as hipóteses formuladas. Os resultados mostram, também, que as medidas mais individualmente adequadas para a taxa livre de risco a serem utilizadas para precificação de ações no Brasil são aquelas baseadas em *yields* de títulos soberanos emitidos pelo governo dos EUA adicionados do prêmio pelo risco Brasil, medido com base no índice EMBI+ Brazil. Identifica-se que as taxas de juros locais, apesar de apresentarem poder explicativo individualmente inferior, são fatores com poder explicativo conjunto significativo, resultando em um modelo com uma taxa livre de risco média ponderada. Quanto à taxa esperada para o crescimento na perpetuidade, a variável mais significativa foi a projeção de consenso de mercado de curto prazo para o crescimento do PIB. Por fim, estima-se o prêmio pelo risco de mercado ex-ante no Brasil, com base no modelo proposto, utilizando coeficientes e variáveis identificadas nos testes econométricos. Tal estimativa mostrou-se substancialmente mais precisa quando comparada àquelas baseadas em retornos ex-post, inclusive em mercados internacionais, bem como quando comparada a outras metodologias ex-ante no Brasil.

## ABSTRACT

This work proposes a model for the estimation of the implied cost of equity. Such model is based on earnings/price ratios,  $E/P$ , on the expected perpetual earnings growth rate,  $g$ , and on the  $\gamma$  coefficient, which measures the rate of conversion of growth to return, and, therefore, to value. The proposed model is tested on a Brazilian sample, using multivariate first-difference time series regressions. The explanatory variables include several alternative measures for the risk-free rate and the expected perpetual earnings growth rate. The results show that most of the selected measures were relevant in explaining  $E/P$  ratios in Brazil, confirming the proposed hypothesis. The results also show that US sovereign bonds, combined with a measure for the Brazilian risk premium, the EMBI+ Brazil index, are the most relevant measures for the risk-free rate to be used in equity valuation in Brazil. Additionally, we conclude that local interest rates, albeit having individually lower explanatory power, remain relevant in conjunction with international bond yields, resulting in a weighted average risk-free rate. The most significant measure for the expected perpetuity growth rate was the short term consensus forecast for the GDP. Finally, we estimate the ex-ante market risk premium in Brazil, using the proposed model with coefficients and variables selected based on the econometric results. Such estimate is substantially more accurate when compared to ex-post estimates, including those for international markets, as well as other ex-ante estimates for the Brazilian market.

## SUMÁRIO

1.	Introdução.....	15
2.	Revisão da Literatura .....	19
2.1	Modelos para Cálculo do Custo de Capital Ex-Post.....	19
2.1.1	CAPM.....	19
2.1.2	Modelos Multifatoriais .....	22
2.1.3	Críticas à utilização de premissas ex-post.....	25
2.2	Modelos para Cálculo do Custo de Capital Implícito.....	25
2.2.1	Introdução.....	25
2.2.2	Modelo de Gebhardt et al (2001) .....	26
2.2.3	Modelo de Claus and Thomas (2001) .....	29
2.2.4	Modelo de Ohlson (2005) .....	30
2.2.5	Modelo de Easton (2004) .....	34
2.2.6	Utilização dos modelos de estimativa do custo de capital implícito.....	36
2.3	O <i>Fed Model</i> e a utilização de <i>earnings yields</i> .....	38
2.4	Parâmetros utilizados em modelos de apreçamento de ativos financeiros.....	42
2.4.1	Taxa Livre de Risco (Rf).....	42
2.4.2	Prêmio pelo risco de mercado .....	44
2.5	Estacionariedade de séries temporais e regressões espúrias.....	46
3.	Proposição de Modelo para Estimativa do Custo de Capital Implícito.....	51
3.1	Modelo de avaliação .....	51
3.2	Modelo para estimativa do custo de capital implícito .....	55
3.3	Análise do modelo proposto .....	56
4.	Metodologia .....	59
4.1	Visão Geral, Objetivos e Hipóteses .....	59
4.2	Definição das Variáveis e Amostra .....	61
4.2.1	Comparação entre US Treasury Bonds e TIPS .....	66
4.3	Estacionariedade das séries temporais.....	67
4.4	Modelos testados .....	68
5.	Resultados .....	73
5.1	Estatísticas descritivas .....	73
5.1.1	Médias e variâncias .....	73
5.1.2	Matrizes de correlação .....	75



5.1.3	Tamanho da amostra .....	78
5.2	Resultados e análise.....	80
5.2.1	Modelos univariados .....	80
5.2.2	Modelos Bivariados.....	83
5.2.3	Modelos em primeira diferença com três variáveis explicativas .....	92
5.3	Testes de robustez.....	95
6.	Estimativa para o prêmio pelo risco de mercado ex-ante no Brasil.....	97
6.1	Metodologia.....	97
6.2	Resultados.....	99
7.	Considerações Finais.....	101
8.	Bibliografia.....	105
9.	Apêndice: Resultados das Regressões com Controle por Variáveis Relacionadas à Implementação do IFRS no Brasil .....	111
9.1	Modelos utilizando a variável IFRS Contábil .....	111
9.1.1	Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável IFRS Contábil .....	111
9.1.2	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável IFRS Contábil .....	113
9.1.3	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB como medida para g com controle pela variável IFRS Contábil .....	115
9.1.4	Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Contábil .....	117
9.2	Modelos utilizando a variável IFRS Informacional .....	119
9.2.1	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável IFRS Informacional.....	119
9.2.2	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável IFRS Informacional.....	121
9.2.3	Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g com controle pela variável IFRS Informacional .....	123
9.2.4	Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Informacional .....	125
9.3	Modelos utilizando a variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	127
9.3.1	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	127
9.3.2	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	129
9.3.3	Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	131

9.3.4	Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	133
9.4	Modelos utilizando a variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	135
9.4.1	Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	135
9.4.2	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	137
9.4.3	Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	139
9.4.4	Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	141

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Variáveis utilizadas para medir a taxa livre de risco.....	43
Tabela 2: Valores críticos assintóticos para o teste de Dickey-Fuller.....	48
Tabela 3: Valores críticos assintóticos para os testes DF-GLS e ADF-GLS.....	48
Tabela 4: Definição das Variáveis .....	62
Tabela 5: Resultados dos testes ADF-GLS sobre as variáveis em nível.....	67
Tabela 6: Resultados dos testes ADF-GLS sobre as variáveis em primeira diferença .....	68
Tabela 7: Resumo dos modelos testados.....	71
Tabela 8: Médias e variâncias das variáveis em nível .....	73
Tabela 9: Médias e variâncias das variáveis em primeira diferença .....	74
Tabela 10: Matriz de correlações para as variáveis em nível.....	76
Tabela 11: Matriz de correlações para as variáveis em primeira diferença .....	77
Tabela 12: Tamanho da amostra utilizada para cálculo de EP.....	78
Tabela 13: Modelos univariados em primeira diferença para Rf.....	80
Tabela 14: Modelos univariados em primeira diferença para g.....	82
Tabela 15: Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g .....	85
Tabela 16: Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus LP como medida para g .....	87
Tabela 17: Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g.....	90
Tabela 18: Modelos em primeira diferença com três variáveis explicativas .....	92
Tabela 19: Resultados para os testes de hipóteses 5 .....	94
Tabela 20: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Informacional .....	95
Tabela 21: Estimativas para o prêmio pelo risco ex-ante no Brasil e para o custo de capital implícito no Brasil.....	99
Tabela 22: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g e controlados pela variável IFRS Contábil .....	111
Tabela 23: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g e controlados pela variável IFRS Contábil .....	113
Tabela 24: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB como medida para g e controlados pela variável IFRS Contábil .....	115
Tabela 25: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Contábil .....	117

Tabela 26: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g e controlados pela variável IFRS Informacional.....	119
Tabela 27: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g e controlados pela variável IFRS Informacional.....	121
Tabela 28: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB como medida para g e controlados pela variável IFRS Informacional .....	123
Tabela 29: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Informacional .....	125
Tabela 30: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g e controlados pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	127
Tabela 31: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g e controlados pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	129
Tabela 32: Modelos em primeira diferença utilizando $\Delta$ PIB como medida para g e controlados pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	131
Tabela 33: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil.....	133
Tabela 34: Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	135
Tabela 35: Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	137
Tabela 36: Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	139
Tabela 37: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional.....	141

**LISTA DE FIGURAS**

Figura 1: Evolução do prêmio pelo risco de mercado e do custo de capital .....	103
--------------------------------------------------------------------------------	-----



## 1. INTRODUÇÃO

O cálculo do custo de capital é um dos temas centrais da teoria de finanças, importante para diversas aplicações, desde precificação de ativos, decisões quanto a composição de carteiras, avaliação de projetos de investimentos até definição de políticas públicas. É, ao mesmo tempo, uma questão ainda não resolvida e sobre a qual não há consenso – a teoria relacionada ainda está em sua infância (Cochrane, 2010).

O CAPM, modelo mais utilizado para avaliação de empresas no Brasil, conforme Garran (2007) e Martelanc, Pacheco, Trizi, e Pasin (2005), é objeto de diversos testes e críticas (Levy & Roll, 2010). Alguns autores chegam a alegar que o CAPM é um “fracasso empírico” (Fama & French, 2004), bem como que os modelos nele baseados são considerados imprecisos (Fama & French, 1997). No entanto, tais críticas e testes são geralmente baseados em retornos realizados, ou ex-post, enquanto o CAPM é um modelo ex-ante, ou seja, para retornos esperados. Adicionalmente, conforme Levy and Roll (2010), tais testes não podem ser considerados definitivos, dado que a carteira de mercado proposta pelo CAPM deve incluir todos os ativos existentes, incluindo, por exemplo, imóveis e capital humano, cujos preços e retornos não são observáveis. Pode-se argumentar, então, que o “fracasso” do CAPM se deve ao “fracasso” na estimativa dos parâmetros utilizados, e não do modelo em si.

Como alternativa para estimativa do custo de capital próprio, a qual pode ser complementar ao CAPM, surgem os modelos de estimativa do custo de capital implícito, ou ex-ante, conforme proposto, por exemplo, por Gebhardt, Lee and Swaminathan (2001), Claus and Thomas (2001) e Fama and French (2002). Tais modelos baseiam-se, de forma geral, nos preços de mercado dos ativos e projeções para o fluxo de caixa dos mesmos ativos, usualmente baseadas em lucros e dividendos esperados.

Os modelos ex-ante são considerados substancialmente mais precisos (Fama & French, 2002; Gebhardt et al., 2001), além de não possuírem o viés das estimativas ex-post de que em períodos de redução do custo de capital os retornos realizados são superiores aos retornos esperados, ou custo de capital (Fama & French, 2002). Portanto, os retornos realizados podem não ser uma boa estimativa para os retornos esperados. Os modelos ex-ante foram utilizados

como base para diversos estudos sobre relação entre o custo de capital e outras variáveis, como risco (Gode & Mohanram, 2001), aspectos jurídicos e regulação (Hail & Leuz, 2006) e governança corporativa (Attig, Guedhami, & Mishra, 2008).

No entanto, os modelos atualmente disponíveis para cálculo do custo de capital ex-ante podem ser afetados por imprecisões ou vieses nas projeções, assim como pela subjetividade dos pesquisadores.

A prática comum é a utilização de projeções de analistas de *equity research* provenientes da base de dados I/B/E/S (Claus & Thomas, 2001; Gebhardt et al., 2001). Tais projeções podem apresentar vieses, como identificado, por exemplo, por Trueman (1994), Zheng and Stangeland (2007) e Richardson, Teoh and Wysocki (2004), além de geralmente serem de curto prazo.

A subjetividade do pesquisador nos modelos ex-ante existentes tem origem, principalmente, nas premissas adotadas para cálculo dos fluxos no período implícito de projeção e do valor residual. O estudo de Gebhardt et al. (2001), por exemplo, assume convergência do retorno sobre o capital investido para médias setoriais em prazo determinado pelo autor, assim como lucro econômico zero na perpetuidade. Já Claus and Thomas (2001) assumem que os lucros anormais crescem a uma taxa igual à inflação a partir do período 5, ou seja, o retorno sobre o capital investido é igual ao custo de capital. Assumem também que a taxa de reinvestimento do lucro é de 50% em todos os anos.

Modelos posteriores, como o proposto por Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) e modelo similar proposto por Easton (2004), utilizam o conceito de crescimento da adição de lucros econômicos anormais, ou seja, lucros adicionais aos esperados para cobrir o custo de capital. Tais modelos tornam necessária a diferenciação entre lucros esperados e lucros anormais, bem como projeções dos lucros anormais. Resultam, também, em uma complexidade que pode não ser necessária.

Este trabalho propõe um modelo para estimativa do custo de capital ex-ante baseado na avaliação de um fluxo perpétuo, utilizando o crescimento esperado para o lucro ao invés do crescimento esperado da adição de lucros econômicos anormais. Tal modelo utiliza variáveis



e coeficientes selecionados com base em metodologia econométrica. Desta forma evita-se a subjetividade do pesquisador no processo, com a vantagem adicional de simplificação do modelo, redução da quantidade de parâmetros necessários e consequente maior aplicabilidade.

A ideia fundamental é a de que o custo de capital ex-ante das empresas pode ser estimado com base em duas variáveis principais: o índice preço/lucro, ou *earnings yield*, e a taxa esperada para crescimento do lucro na perpetuidade. Sabe-se que o impacto do crescimento na rentabilidade depende do retorno sobre o capital investido – quando este é igual ao custo de capital, o crescimento é neutro em termos de valor. Com base nessa relação, propõe-se a utilização do coeficiente  $\gamma$ , o qual representa a taxa de conversão do crescimento em retorno, e, portanto, em valor. Citado coeficiente é estimado com base em metodologia econométrica. O modelo proposto é demonstrado em detalhes na Seção 3

As inovações do modelo proposto com relação a modelos de cálculo do custo de capital ex-ante que também utilizam a taxa esperada de crescimento incluem (i) utiliza-se a taxa de crescimento do lucro, não da adição de lucro econômico anormal (aquele que excede o custo de capital), conforme modelo de Ohlson and Juettner-Nauroth (2005), (ii) separação do fator crescimento em dois componentes:  $g$ , a taxa esperada de crescimento na perpetuidade, e  $\gamma$ , que mede a conversão de crescimento em rentabilidade e pode ser estimado com base em metodologia econométrica, corrigindo a importância do crescimento no modelo, assim como possíveis vieses (iii) estrutura mais simples e (iv) não exige a utilização de valores contábeis do patrimônio líquido nem projeções de tal variável.

O modelo proposto é testado com base em dados brasileiros, o que permite identificar variáveis explicativas para o custo de capital implícito, incluindo medidas para dois fatores principais: a taxa livre de risco e a taxa esperada para o crescimento na perpetuidade. O teste do modelo permite, também, verificar quais das citadas medidas são as mais adequadas para explicar o custo de capital implícito no Brasil.

Os resultados mostram que as taxas livres de risco com maior explicativo para os *earnings yields* no Brasil, e, portanto, para a precificação de ativos no país, foram os *yields* dos títulos soberanos norte-americanos adicionados do prêmio pelo risco Brasil, medido com base no índice EMBI+ Brazil. Mais que isso, conclui-se que as taxas livres de risco locais, como, por

exemplo, a taxa SELIC, possuem poder explicativo conjunto, ainda que menos relevante. Conclui-se por uma taxa livre de risco média ponderada, com peso de aproximadamente 70% para a taxa internacional e aproximadamente 30% para a taxa local. Tais resultados são consistentes com as pesquisas realizadas por Martelanc et al. (2005) e por Garran (2007), as quais mostram que a maior parte das avaliações de empresas feitas no Brasil utilizam taxas internacionais para medir a taxa livre de risco, mas que as metodologias são diversas e há praticantes que adotam taxas locais.

A estimativa do prêmio pelo risco de mercado também tem sido objeto de diversas pesquisas relevantes, especialmente após polêmica levantada por Mehra & Prescott (1985), os quais discutem o *Equity Premium Puzzle*, ou EPP. Adota-se metodologia similar àquelas utilizadas para “responder” ao EPP. As variáveis consideradas mais adequadas, com base nos modelos desenvolvidos, são utilizadas para estimativa do custo de capital próprio ex-ante no Brasil e do prêmio pelo risco de mercado ex-ante no país. Para tanto, separa-se o custo de capital,  $k$ , nos componentes  $R_f$ , para taxa livre de risco, e PRM, para o prêmio pelo risco de mercado, em linha tanto com modelos ex-post (Fama & French, 1993) como com modelos ex-ante (Claus & Thomas, 2001; Fama & French, 2002; Gebhardt et al., 2001).

O prêmio pelo risco de mercado no Brasil estimado com base no modelo proposto foi de 7,3% a.a., com erro-padrão da média de 0,30%, sendo substancialmente mais preciso que estimativas ex-post (Fama & French, 1997; Gebhardt et al., 2001) e (ii) estimativas ex-ante locais (Sanvicente & Minardi, 2006).

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: Após esta breve introdução, apresenta-se a revisão da literatura na Seção 2, a proposição do modelo para cálculo do custo de capital implícito na Seção 3, a metodologia para testes econométricos na Seção 4, os resultados na Seção 5 e a estimativa para prêmio pelo risco de mercado ex-ante no Brasil na Seção 6. As análises dos resultados estão na Seção 7, bem como as conclusões e considerações finais.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Modelos para Cálculo do Custo de Capital Ex-Post

#### 2.1.1 CAPM

Utilizando a teoria de gestão de carteiras desenvolvida por Markowitz (1952), a qual baseia-se nos critérios de média e variância de retornos, Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolveram o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). O modelo propõe que, em condições de equilíbrio de mercado, o prêmio de retorno esperado de determinado ativo sobre a taxa livre de risco deve ser igual ao seu risco não diversificável, ou risco de mercado, medido pelo  $\beta$ , multiplicado pelo prêmio esperado para a carteira de mercado. Considera-se que o ativo livre de risco não apresenta variância de retornos, ou que apresenta retornos realizados iguais aos esperados. A carteira de mercado compõe-se por todos os ativos disponíveis, cada um com participação proporcional a seu valor de mercado. Já o coeficiente  $\beta$  de um ativo é o coeficiente angular da regressão utilizando os retornos do mesmo ativo além da taxa livre de risco como variável dependente e a os retornos da carteira de mercado além da taxa livre de risco como variável explicativa. O modelo proposto é o seguinte:

$$R_j = R_f + \beta_j(R_m - R_f) \quad (2.1)$$

Onde  $R_j$  é o retorno esperado para o ativo  $j$ ,  $R_f$  é a taxa livre de risco,  $\beta_j$  é a medida do risco não diversificável do ativo  $j$  e  $R_m$  é rentabilidade esperada para a carteira de mercado.

O CAPM tem sido extensivamente testado e debatido. Enquanto alguns autores, como Fama & French (2004), consideram que o CAPM nunca foi um sucesso empírico, apesar de ser o modelo mais utilizado para cálculo do custo de capital, outros, como Levy and Roll (2010), mostram que não é possível rejeitar a validade de tal modelo. Estes últimos argumentam também que não há teste definitivo do CAPM, dado que a carteira de mercado proposta pelo modelo contém ativos cujos retornos podem não ser observáveis, como, por exemplo, capital humano, empresas de capital fechado ou ativos imobiliários.

Alguns testes empíricos rejeitam a eficiência da versão Sharpe-Lintner do CAPM. Os testes iniciais realizam regressões utilizando betas como variáveis explicativas e retornos como variáveis dependentes, concluindo que o coeficiente angular resultante é excessivamente baixo, como, por exemplo, aqueles conduzidos por Black, Jensen, and Scholes (1972) e Fama and MacBeth (1973).

Outros estudos utilizam a eficiência em termos de média-variância de uma *proxy* da carteira de mercado para testar o CAPM, com resultados divergentes. Gibbons (1982) rejeita o CAPM utilizando amostra de retornos entre 1926 e 1975, com nível de significância inferior a 0,1%. Shanken (1985) testa a eficiência do índice CRSP (Center for Research in Security Prices) ponderado por valor, utilizando testes de regressão em seção transversal e concluindo pela ineficiência de referido índice, e, portanto, do CAPM. O autor conclui também que tal ineficiência não pode ser explicada pelo efeito tamanho da firma. Zhou (1991) desenvolveu estudo similar, testando a eficiência do índice CRSP ponderado por valor como *proxy* para a carteira de mercado, utilizando dados mensais entre 1926 e 1986. O autor também rejeitou a eficiência do índice com nível de significância inferior a 0,1% em 8 das 12 janelas de 5 anos analisadas. Já Jobson e Korkie (1982) testaram a eficiência do índice CRSP ponderado por valor, chegando a resultados contrastantes. Concluem que não foi possível rejeitar o CAPM na maior parte dos subperíodos analisados, com rejeição em apenas um dos quatro subperíodos – entre 1961 e 1965.

No Brasil os estudos também mostram resultados divergentes. Alguns estudos rejeitam o CAPM ou encontram outras variáveis explicativas para os retornos, como, por exemplo, Bruni e Famá (1998). Os autores analisaram fatores explicativos dos retornos das ações de empresas não financeiras negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo entre 1988 e 1996, não encontrando relação significativa entre retorno e Betas, o que contradiz o CAPM. Encontraram, por outro lado, relação significativa entre os retornos das ações e o índice calculado com base no valor de mercado e no valor contábil das ações (B/M), em linha com Fama e French (1992). Outros autores chegam a conclusões similares. Almeida e Eid Jr. (2010) e Machado e Medeiros (2011) concluem que os índices B/M têm poder explicativo para os retornos. Machado e Medeiros (2011) identificam que, adicionalmente, os fatores tamanho, liquidez e momento aumentam o poder explicativo dos modelos. Monteiro, Bergmann, Securato, e Savoia (2012) testaram o CAPM condicional não paramétrico no

mercado brasileiro, concluindo que as variações no agregado monetário M4 e as variações na taxa de câmbio R\$/US\$ têm poder explicativo para os retornos de ações no Brasil. Paiva (2005) comparou o CAPM com o D-CAPM (*Downside Capital Asset Pricing Model*) no Brasil, o qual baseia-se em semivariâncias dos retornos, utilizando dados entre 1996 e 2002. O autor conclui pela superioridade do D-CAPM bem como que o CAPM possui um fraco poder explicativo de retornos no mercado brasileiro.

Utilizando teste direto do CAPM, Hagler & Brito (2007) examinam a eficiência em termos de média-variância de índices de ações, com base na metodologia GRS (Gibbons, Ross, & Shanken, 1989). Concluem que a maioria dos testes rejeita a eficiência dos índices de ações brasileiros. Bergmann, Corrar, Nakamura e Oliveira (2008) testaram o CAPM no mercado de capitais brasileiro, utilizando o método GMM (*generalized method of moments*), dado que identificaram que as séries dos log-retornos diários de não se mostraram normais e i.i.d. (independentes e identicamente distribuídas). Concluem que o modelo não pode ser rejeitado para um dos períodos analisados, entre 2000 e 2004, porém pode ser rejeitado em outros períodos, entre 1995 e 1999 e entre 1995 e 2004.

Por outro lado, Noda, Martelanc, e Securato (2013) criticam os testes do CAPM, mostrando que não é possível rejeitar o modelo no mercado brasileiro, em linha com Levy and Roll (2010) para o mercado dos EUA. Tal conclusão deve-se à imprecisão dos retornos previstos pelo CAPM, o qual gera largos intervalos de confiança para as estimativas, resultando na impossibilidade de rejeição estatística do modelo. Tais resultados são consistentes com os obtidos por Nakamura (2000), cujo estudo não permite rejeitar a eficiência do Índice Bovespa no plano média-variância com base na estatística GRS, desenvolvida por Gibbons, Ross, and Shanken (1989). Apesar da não rejeição da eficiência do índice Bovespa, Nakamura (2000) identificou carteiras com melhor relação risco-retorno, ou, conforme o autor, melhor formadas do ponto de vista média-variância. Tais resultados estão também em linha com os obtidos por Noda, Martelanc, e Securato (2013), os quais identificaram que a carteira de mercado brasileira não está sobre a fronteira eficiente quando ambas são estimadas com base em retornos ex-post.

Há, também, estudos que concluem que outros fatores, além do retorno da carteira de mercado e respectivo beta, são capazes de explicar os retornos das ações. Basu (1977) desenvolveu

estudo seminal no qual conclui que ações com alto índice P/E, ou ações consideradas “caras”, apresentam retornos abaixo dos previstos pelo CAPM, enquanto ações com baixo índice P/E, ou “baratas”, apresentam retornos superiores aos previstos pelo citado modelo. Banz (1981) concluiu que retornos de ações de companhias de menor tamanho são superiores ao previsto pelo CAPM, identificando o prêmio por tamanho. São desenvolvidos, também, modelos multifatoriais, como, por exemplo, os modelos de três fatores desenvolvidos por Fama and French (1992) e Fama and French (1993), bem como o modelo de quatro fatores desenvolvidos por Carhart (1997). Tais modelos são descritos na próxima seção.

### 2.1.2 Modelos Multifatoriais

Fama and French (1993) testam diversos modelos explicativos dos retornos de ativos financeiros nos EUA, incluindo ações (*stocks*) e títulos de renda fixa (*bonds*). Para ações, utilizam os seguintes fatores de risco: (i)  $R_m - R_f$ , representando o fator de risco de mercado, (ii) SMB, representando o fator de risco tamanho (*small minus big*), ou seja, diferença entre os retornos das ações com baixa capitalização de mercado (*small*) e os retornos das ações com alta capitalização de mercado (*big*) e (iii) HML, representando o fator de risco por alto índice *Book-to-Market*, ou B/M (*high minus low*), o qual é calculado pela diferença entre os retornos das ações com alto índice B/M (*high*) e os retornos das ações com baixo índice B/M (*small*).

Os autores utilizam como variáveis dependentes os retornos de 25 carteiras em excesso da taxa livre de risco,  $R_{i,t} - R_{f,t}$ , as quais são formadas de acordo com o cruzamento de quintis de tamanho e índice *book-to-market*. Formalmente, a equação da regressão de série temporal utilizada pelos autores é a seguinte:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + e_{i,t} \quad (2.2)$$

Onde  $a_i$ ,  $b_i$ ,  $s_i$ ,  $h_i$  são os coeficientes da regressão e  $Rm_t - Rf_t$ ,  $SMB_t$  e  $HML_t$  são os fatores explicativos, conforme descrito anteriormente.

Fama and French (1993) concluem que os fatores  $Rm-Rf$ ,  $SMB$  e  $HML$  são significativos para explicar o retorno das carteiras e, além disso, aumentam substancialmente o poder explicativo aos modelos de precificação de ativos, medido através de  $R^2$  superiores aos modelos com menos fatores, superando 90% na maior parte das carteiras.

Carhart (1997) propõe modelo de quatro fatores, com a adição do fator momento de mercado, ou  $PR1YR$ , ao modelo de três fatores de Fama and French (1993). O fator  $PR1YR$  mede a diferença de retorno entre os ativos com melhor retorno no ano anterior e os ativos com pior retorno no ano anterior. O modelo proposto é o seguinte:

$$R_{i,t} - Rf_t = a_i + b_i(Rm_t - Rf_t) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + p_i(PR1YR_t) + e_{i,t} \quad (2.3)$$

Onde  $a$ ,  $b$ ,  $s$ ,  $h$ ,  $p$  são os coeficientes da regressão e  $RM-RF$ ,  $SMB$ ,  $HML$  e  $PR1YR$  são os fatores explicativos, conforme descrito anteriormente.

O autor testa o modelo com base em uma amostra de 1.892 fundos mútuos de ações, no período entre 1962 e 1993. Estão incluídos na amostra 582 fundos que desapareceram durante o período, com o objetivo de evitar o viés de sobrevivência (*survival bias*).

Carhart (1997) conclui que o fator momento possui capacidade explicativa complementar aos três fatores propostos por Fama and French (1993), bem como que o coeficiente  $p$  é positivo, ou seja, o retorno dos ativos analisados é persistente – ativos com retornos superiores no ano anterior tendem a continuar a ter retornos superiores. Conclui também que tal persistência é de curto prazo – os retornos superiores não se mantêm por prazos superiores a 1 ano.

Fama and French (2012) atualizaram e expandiram os trabalhos desenvolvidos por Carhart (1997) e por Fama and French (1993), utilizando uma base de dados internacional. Utilizaram

uma amostra no período entre 1989 e 2011 e 23 países, agrupados da seguinte forma: (i) América do Norte (NA), a qual inclui os Estados Unidos da América e o Canadá; (ii) Japão; (iii) Ásia Pacífico, incluindo Austrália, Nova Zelândia, Hong Kong e Singapura (mas não o Japão); e (iv) Europa, incluindo Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça, e Reino Unido. Os autores identificaram (i) prêmio pelo risco de mercado,  $R_m - R_f$ , de 0,66% ao mês na América do Norte, 0,56% ao mês na Europa, -0,12% ao mês no Japão, 0,86% na Ásia Pacífico e prêmio global de 0,44% ao mês; (ii) que em nenhum dos mercados analisados houve prêmio por tamanho, ou seja, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que  $SMB = 0$ ; (iii) prêmio de retorno para as ações *value*, ou aquelas com alto índice B/M, sobre as ações *growth*, ou aquelas com baixo índice B/M. próximo a 0,50% ao mês em todos os mercados, efeito este mais fraco na América do Norte; (iv) prêmio de retorno para as ações com alto retorno passado com relação às ações com baixo retorno passado (PR1YR) próximo a 0,80% ao mês para o mercado global, sendo que tal efeito apareceu em todos os mercados exceto no Japão. Os autores concluem com base na estatística GRS que, enquanto os modelos globais são eficientes para explicar os retornos de carteiras globais, tais modelos não são eficientes para explicar os retornos das carteiras locais, ou seja, formadas apenas com ativos de determinada região. Conforme os autores, tais resultados indicam problemas na integração da precificação de ativos entre diferentes mercados. Os modelos locais foram, em geral, eficientes para explicar os retornos do mesmo mercado.

Noda, Martelanc e Kayo (2013) testam, no mercado brasileiro, um modelo de apreçamento de ativos com quatro fatores, adicionando o fator de risco lucro/preço ao modelo de três fatores de Fama e French (1993). Concluem que há um prêmio relevante para os retornos das ações com alto índice lucro/preço, ou *value*, da ordem de 1% ao mês, bem como um desconto relevante de retorno para as ações com baixo índice lucro/preço, da ordem de 0,5% ao mês. Não encontram prêmio ou desconto relacionado ao índice B/M, concluindo que, no Brasil, o índice lucro/preço é superior para explicar retornos. Tal resultado pode ser resultado da alta inflação no Brasil, o que torna o valor contábil do patrimônio líquido das empresas defasado e, por tanto, com menor significado. Os autores concluem também que os modelos os quais incluem o fator de risco lucro/preço, denominado HEMLE, ou *high earnings minus low earnings*, são os mais eficientes na eliminação dos interceptos análogos ao alfa de Jensen.



### **2.1.3 Críticas à utilização de premissas ex-post**

Os modelos ex-post para estimativa do custo de capital baseiam-se na premissa de que os retornos passados são um estimador não viesado para os retornos esperados (Gebhardt et al., 2001).

No entanto, os retornos realizados em uma análise ex-post podem ser superiores ao custo de capital em períodos de redução do custo de capital, ou seja, viesados para cima, conforme comentam Fama and French (2002). Outros motivos para a superioridade dos modelos ex-ante, conforme os autores, incluem (i) maior precisão de estimativas baseadas em fundamentos; e (ii) os modelos ex-ante resultam em índices de aversão ao risco similares por um longo período de tempo, ao contrário de modelos ex-post.

Estudos mostram que as estimativas ex-post, ou baseadas em retornos realizados, são imprecisas, com erros padrão anuais superiores a 3,0% tanto para o CAPM como para modelos multifatoriais (Fama & French, 1997). Tal imprecisão gera estimativas para o prêmio pelo risco de mercado anual que podem variar desde valores negativos até mais de 10% ao ano (Gebhardt et al., 2001).

Noda, Martelanc, e Securato (2013), realizando teste da eficiência da carteira de mercado brasileira no plano média-variância, chegam a retornos esperados mensais nominais da ordem de 2,0% no período entre 2003 e 2012, com desvio-padrão de 10%, reforçando o argumento de imprecisão das estimativas ex-post.

## **2.2 Modelos para Cálculo do Custo de Capital Implícito**

### **2.2.1 Introdução**

Uma das principais alternativas às estimativas de retornos esperados baseadas em retornos realizados, ou seja, estimativas ex-post, é a estimativa do custo de capital implícito ou ex-ante.

A ideia subjacente é que tanto o preço dos ativos como seus fluxos de caixa podem ser observados no mercado, e, com base nesses parâmetros, é possível estimar o custo de capital implícito, o qual é a taxa de desconto que torna o valor presente do fluxo de caixa igual ao valor de mercado do capital do ativo analisado.

Os modelos de custo de capital implícito em geral baseiam-se no modelo de desconto de dividendos (Gordon, 1962):

$$V_t = \frac{ex_t(D_{t+1})}{k - g_d} \quad (2.4)$$

Onde  $V_t$  é valor do capital da empresa no período  $t$ ,  $ex_t ( . )$  é a expectativa condicionada à informação disponível no período  $t$ ,  $D_{t+i}$  é o dividendo esperado para período  $t + i$ ,  $k$  é o custo do capital próprio e  $g_d$  é a taxa esperada para o crescimento dos dividendos na perpetuidade.

Trabalho seminal desenvolvido nesta área foi o de Gebhardt et al. (2001). Versões similares foram adotadas em diversos trabalhos, como o desenvolvido por Claus & Thomas (2001). Modelos posteriormente desenvolvidos incluem variáveis para representar taxas esperadas de crescimento dos lucros anormais ou lucros econômicos, como, por exemplo, Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) e Easton (2004). Tais modelos são analisados com mais detalhe nas seções seguintes.

### 2.2.2 Modelo de Gebhardt et al (2001)

De acordo com Gebhardt et al. (2001), estimativas do custo de capital baseadas em retornos realizados (ex-post) foram desapontadoras em diversos aspectos, sendo muito imprecisas.

A solução apresentada pelos autores é a utilização do custo de capital implícito, ou ex-ante, estimado com base em um modelo de lucros residuais.

Partem do modelo de desconto de dividendos:

$$V_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{ex_t(D_{t+i})}{(1+k)^i} \quad (2.5)$$

Onde  $V_t$  é valor do capital da empresa no período  $t$ ,  $ex_t(\cdot)$  é a expectativa condicionada à informação disponível no período  $t$ ,  $D_{t+i}$  é o dividendo esperado para período  $t+i$  e  $k$  é o custo do capital próprio.

Com base no citado modelo, os autores demonstram que, caso os lucros e o patrimônio líquido das empresas sejam projetados conforme a contabilidade *clean surplus* (Feltham & Ohlson, 1995), na qual a variação do patrimônio líquido em um dado período é igual ao lucro líquido menos os dividendos, tal modelo pode ser reescrito em função dos lucros residuais das empresas e seu o patrimônio líquido:

$$V_t = B_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{ex_t(E_{t+i} - kB_{t+i-1})}{(1+k)^i} \quad (2.6)$$

Onde  $B_t$  é o patrimônio líquido contábil no período  $t$  e  $E_t$  é o lucro líquido no período  $t$ .

Tal equação pode ser reescrita como um modelo baseado em retornos residuais sobre o patrimônio líquido:

$$V_t = B_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{ex_t(ROE_{t+i} - k_e)B_{t+i-1}}{(1+k_e)^i} \quad (2.7)$$

Onde  $ROE_t$  é o retorno após impostos sobre o patrimônio líquido contábil.

Para fins práticos, os autores separam o modelo em três períodos: (i) projeção explícita, de dois anos, com base em projeções médias de mercado da base de dados I/B/E/S; (ii) de projeção implícita, com base em um ROE linearmente convergente para a média de mercado no período em  $T = 15$ ; (iii) valor terminal, o qual se assume como independente do crescimento, ou seja, não há lucros econômicos incrementais.

$$\begin{aligned}
 V_t = & B_t + \frac{ROE_{t+1} - k}{(1+k)^1} B_t + \frac{ROE_{t+2} - k}{(1+k)^2} B_{t+1} \\
 & + \sum_{i=3}^{T-1} \frac{ROE_{t+i} - k}{(1+k)^i} B_{t+i-1} \\
 & + \frac{ROE_{t+T} - k}{k(1+k)^{T-1}} B_{t+T-1}
 \end{aligned} \tag{2.8}$$

Para testar o modelo, utilizam-se dados de todas as empresas listadas nos EUA, excluindo ADRs, as quais tenham projeções de lucros para os dois próximos anos disponíveis na base I/B/E/S. O período de análise foi entre 1979 e 1995, com um número de empresas que oscilou entre aproximadamente 1.000 e aproximadamente 1.300.

O passo inicial é calcular o prêmio de risco implícito em cada período para carteiras agregadas por setores de atividade, o qual é igual à diferença entre o custo de capital implícito estimado e a taxa livre de risco, para a qual utilizam o yield do US Treasury Bond de 10 anos.

O segundo passo é a realização de regressões por mínimos quadrados (OLS) e erros Newey-West corrigidos por autocorrelação serial, nas quais as variáveis dependentes são os prêmios de risco implícitos e as variáveis explicativas são o Beta (CAPM), índice dívida de longo prazo/valor de mercado de capital [ $\ln(D/M)$ ], índice *book to Market* (B/M), tamanho, variância das projeções dos analistas, crescimento de longo prazo projetado e liquidez, entre outras.

Concluem que a variável com maior poder explicativo para o prêmio de risco implícito foi o índice B/M, com coeficiente positivo. Outras variáveis relevantes foram crescimento de longo prazo projetado (coeficiente positivo) e a dispersão nas projeções feitas por analistas (coeficiente negativo).

### 2.2.3 Modelo de Claus and Thomas (2001)

Claus and Thomas (2001) utilizaram modelo similar ao desenvolvido por Gebhardt et al. (2001), com o objetivo de estimar o prêmio pelo risco de mercado ex-ante. Os autores têm como base o modelo de desconto de dividendos de Gordon (1962) e o convertem em um modelo de desconto de lucros anormais com base na seguinte relação entre lucros, dividendos e patrimônio líquido contábil:

$$D_t = E_t - (B_t - B_{t-1}) \quad (2.9)$$

Onde  $D_t$  é o dividendo no período  $t$ ,  $E_t$  é o lucro no período  $t$  e  $B_t$  é o patrimônio líquido contábil no período  $t$ .

Os autores definem os lucros anormais como o lucro excedente ao patrimônio líquido multiplicado pelo custo de capital:

$$AE_t = E_t - k(B_{t-1}) \quad (2.10)$$

Onde  $AE_t$  é o lucro anormal no período  $t$  e  $k$  é o custo de capital próprio.

Resultando no seguinte modelo de desconto de lucros anormais:

$$V_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{AE_t}{(1+k)^t} \quad (2.11)$$

Onde  $V_0$  é o valor do capital da empresa no período 0,  $B_0$  é o patrimônio líquido da empresa no período 0,  $AE_t$  é o lucro anormal no período  $t$  e  $k$  é o custo de capital próprio.

Tal modelo é, então, separado em um período de projeção explícita de 5 anos, sucedido pela estimativa do valor da perpetuidade:

$$V_0 = B_0 + \sum_{t=1}^5 \frac{AE_t}{(1+k)^t} + \frac{AE_5(1+g_{AE})}{(k-g_{AE})(1+k)^5} \quad (2.12)$$

Onde  $g_{AE}$  é a taxa esperada para o crescimento dos lucros anormais na perpetuidade.

#### 2.2.4 Modelo de Ohlson (2005)

Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) desenvolveram modelo para estimativa do custo de capital implícito. Baseiam-se no modelo de desconto de dividendos:

$$P_0 = \sum_{i=1}^{\infty} R^{-i} dps_i \quad (2.13)$$

Onde  $P_t$  é o preço da ação no período  $t$ ,  $R$  igual a  $1+k$ , ou  $1+$  o custo de capital próprio, e  $dps_t$  é o dividendo por ação no período  $t$ .

Assumindo a metodologia *clean surplus accounting*, mostram que a equação (2.13) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} R^{-t}(B_t + dps_t - RB_{t-1}) \quad (2.14)$$

Onde  $B_t$  é o patrimônio líquido por ação.

Nota-se que a equação (2.14) é a mesma utilizada por Gebhardt et al. (2001).

Os autores também assumem que:

$$B_0 = \frac{eps_1}{k} \quad (2.15)$$

Onde  $eps_t$  é o lucro por ação no período  $t$  e  $k$  é o custo de capital próprio ou taxa de desconto.

Desta forma, substituem (2.15) em (2.14):

$$P_0 = \frac{eps_1}{k} + \sum_{i=1}^{\infty} R^{-i} z_t \quad (2.16)$$

Sendo que:

$$z_t = k^{-1}(eps_{t+1} + kdps_t - Reps_t) \quad (2.17)$$

Onde  $k$  é o custo de capital próprio,  $R$  é  $1 + k$ ,  $eps_t$  é o lucro por ação no período  $t$  e  $dps_t$  é o dividendo por ação no período  $t$  e  $z_t$  é uma medida do valor do lucro econômico ou anormal (*abnormal earnings*).

Os autores notam que quando  $z = 0$ , ou seja, não há lucros econômicos anormais, sendo o retorno sobre o capital investido igual ao custo de capital, o preço pode ser determinado como:

$$P_0 = \frac{eps_1}{k} \quad (2.18)$$

Ou seja, o preço da ação é igual ao lucro por ação dividido pelo custo de capital próprio.

Considerando que o segundo termo da equação (2.16) pode ser modelado como o valor presente de um fluxo perpétuo, os autores propõem o seguinte modelo:

$$P_0 = \frac{eps_1}{k} + \frac{z_1}{R - \lambda} \quad (2.19)$$

Onde  $\lambda$  mede o crescimento da adição dos lucros econômicos anormais. Mais formalmente:

$$z_{t+1} = \lambda z_t \quad (2.20)$$

Ou seja, o modelo pode ser entendido como a soma do valor presente do fluxo de lucro normal, ou assumindo retornos sobre o capital investido igual ao custo de capital próprio, igual a  $eps_1/k$ , adicionado do valor presente de um fluxo perpétuo de lucros econômicos, ou *abnormal earnings*.

Como os autores assumem  $k$  constante:



$$kz_{t+1} = \lambda kz_t \quad (2.21)$$

E sendo que:

$$kz_t = eps_{t+1} + kdps_t - Reps_t \quad (2.22)$$

Logo:

$$eps_{t+1} = Reps_t - rdps_t + rz_t \quad (2.23)$$

Subtraindo-se  $eps_t$  de ambos os lados da equação:

$$eps_{t+1} - eps_t = Reps_t - eps_t - rdps_t + rz_t \quad (2.24)$$

$$\Delta eps_{t+1} = eps_t(R - 1) - rdps_t + rz_t \quad (2.25)$$

Ou seja, o crescimento do lucro no período  $t+1$  tem dois componentes: (i) o crescimento esperado por reinvestimento no lucro do período  $t$  e (ii) a lucro econômico anormal adicional,  $kz_t$ . A variável  $\lambda$  proposta por Ohlson & Juettner-Nauroth (2005) mede o crescimento da geração incremental de lucros econômicos anormais. Quando  $\lambda = 1$  a adição de lucro econômico anormal é constante em valor absoluto em todos os períodos, ou seja, a cada período adiciona-se  $kz_t$  ao lucro além do crescimento esperado pelo reinvestimento de lucros no período anterior.

### 2.2.5 Modelo de Easton (2004)

Easton (2004) desenvolveu modelo de estimativa do custo de capital implícito baseado no modelo desenvolvido por Ohlson & Juettner-Nauroth (2000), o qual é o precursor do modelo publicado pelos mesmos autores em 2005 (Ohlson & Juettner-Nauroth, 2005) e discutido na seção anterior.

De forma similar à equação (2.16), o autor propõe:

$$P_0 = \frac{eps_1}{k} + k^{-1} \sum_{i=1}^{\infty} (1+k)^{-i} agr_t \quad (2.26)$$

Onde  $P_t$  é o preço por ação no período  $t$ ,  $eps_t$  é o lucro por ação no período  $t$ ,  $k$  é o custo de capital próprio e  $agr$  é a adição anormal de lucros (*abnormal growth in account earnings*) e é definida como segue:

$$agr_t = eps_{t+1} + kdps_t - (1+k)eps_t \quad (2.27)$$

Onde  $dps_t$  é o dividendo por ação no período  $t$ .

Nota-se que  $agr_t$  é similar à variável  $z_t$  utilizada por Ohlson & Juettner-Nauroth (2005), com uma diferença meramente de formato:  $agr_t$  não inclui o termo  $k^{-1}$ .

Assumindo uma mudança perpétua constante na adição anormal de lucros,  $\Delta agr$ , o autor propõe o seguinte:

$$P_0 = \frac{eps_1}{k} + \frac{agr_1}{k(k - \Delta agr)} \quad (2.28)$$

Sendo que, quando a adição de lucros anormais é constante, ou seja, o lucro anormal cresce em todos os anos por um valor absoluto igual, têm-se:

$$P_0 = \frac{eps_1}{k} + \frac{agr_1}{k^2} \quad (2.29)$$

Com base nas equações (2.27) e (2.28), o autor propõe o seguinte:

$$\frac{ceps_2}{P_0} = \delta_0 + \delta_1 \frac{eps_1}{P_0} \quad (2.30)$$

Onde  $ceps_t$  representa o *cum dividends* eps no período t:

$$ceps_t = eps_t + kdps_{t-1} \quad (2.31)$$

Sendo que:

$$\delta_0 = k(k - \Delta agr) \quad (2.32)$$

$$\delta_1 = (1 + \Delta agr) \quad (2.33)$$

O autor estima os coeficientes  $\delta_0$  e  $\delta_1$  utilizando amostra composta por 1.499 portfólios de 22 empresas no período entre 1981 e 1999. Com base em tais coeficientes, o autor calcula  $k$ , o custo de capital implícito, comparando os resultados com aqueles obtidos por outros modelos, sendo (i) Modelo denominado PEG, o qual assume que  $\Delta agr = 0$  e  $dps = 0$ ; (ii) modelo MPEG, o qual assume que  $\Delta agr = 0$ ; e o modelo PE, o qual assume  $agr = 0$ , seja,  $k = eps_1/P_0$ .

Easton (2004) conclui que estimativas com base no modelo proposto são altamente correlacionadas com aquelas providas pelo modelo PEG, o que suporta a utilização do modelo PEG, apesar de este modelo apresentar estimativas com viés negativo. Conclui também que a correlação é menor com o modelo PE, o qual apresenta maior viés.

#### **2.2.6 Utilização dos modelos de estimativa do custo de capital implícito**

Attig, Guedhami and Mishra (2008) desenvolveram estudo no qual relacionam a presença de múltiplos acionistas relevantes e o custo de capital implícito das empresas. A ideia é que a presença de diversos acionistas relevantes contribui com a redução da assimetria de informações e dos custos de agência. Os modelos utilizados para estimativa do cálculo do custo de capital implícito são os quatro detalhados neste trabalho (Claus & Thomas, 2001; Easton, 2004; Gebhardt et al., 2001; Ohlson & Juettner-Nauroth, 2005). Utilizando dados de 1.165 empresas listadas na Europa ocidental e leste asiático e regressões nas quais o custo de capital implícito médio é a variável dependente, concluem que o custo de capital implícito é menor para empresas nas quais há um acionista relevante além do acionista controlador.

Gode & Mohanram (2001) relacionaram o custo de capital implícito estimado com base no modelo de Ohlson and Juettner-Nauroth (2000) a diversos fatores de risco, utilizando uma amostra no período entre 1984 e 1998. Identificaram que o Beta, o risco não sistemático, medido com base na variância dos retornos, a variância dos lucros e a alavancagem são positivamente relacionados com o custo de capital implícito, enquanto a cobertura por analistas apresenta uma relação negativa.

Hail and Leuz (2006) analisaram as diferenças entre o custo de capital implícito estimado para 40 países, testando, principalmente, a influência das regras para divulgação de informações

(*disclosure*) e regulação dos mercados de capitais (*securities regulation*). O custo de capital implícito é estimado, também, com base nos quatro modelos detalhados neste trabalho, para o período entre 1992 e 2001. Os autores encontram, inicialmente, relação entre o custo de capital implícito e as variáveis as quais consideram tradicionais: tamanho, volatilidade, índices B/M, bem como inflação e volatilidade macroeconômica. Tais resultados são consistentes com os obtidos por Gode and Mohanram (2001). Concluem, principalmente, que as *proxies* para as regras de divulgação de resultados, efetividade da regulação dos mercados de capitais e qualidade do sistema legal são relevantes para explicar o custo de capital implícito. Especificamente, empresas em países com requerimentos mais extensos de divulgação de informações e regulação mais rigorosa dos mercados de capitais apresentaram menor custo de capital, mesmo após o controle pelas variáveis tradicionais. A qualidade do sistema legal apresentou impacto relativamente mais fraco.

Guay, Kothari and Shu (2011) estudam a relação entre as estimativas resultantes de modelos de custo de capital e retornos futuros. Os modelos utilizados incluem os modelos para estimativa do custo de capital implícito descritos neste trabalho, bem como o modelo de desconto de dividendos de Gordon (1962) e o modelo de três fatores de Fama and French (1993). Concluem que o modelo de Gebhardt et al. (2001) apresenta capacidade preditiva de retornos para os dois e três anos seguintes. Os autores propõem, também, a utilização de retornos do último ano, ou efeito momento, como complemento para os demais modelos de estimativa do custo de capital implícito, aumentando o poder preditivo, principalmente no caso do modelo de Gebhardt et al. (2001) e de Gordon (1962).

### **2.2.7 Vieses em projeções de analistas**

A aplicação dos modelos para estimativa do custo de capital implícito usualmente se baseia em projeções de demonstrativos financeiros preparadas por analistas de ações, ou de *equity research*.

Alguns autores criticam a utilização das citadas projeções devido à presença de vieses. Trueman (1994) identificou que os analistas resistem em alterar suas projeções após

divulgação de novas informações, divulgando atualizações similares às projeções anteriores. O autor também conclui que há efeito manada (*herding*), sendo que os analistas tendem a ajustar suas projeções com base naquelas publicadas anteriormente por outros analistas.

Zheng and Stangeland (2007) desenvolveram estudo no qual relacionam o desconto (*underpricing*) em ofertas iniciais de ações, IPOs, à qualidade das empresas e seu desempenho futuro, medido com base em crescimento de receita e EBITDA. Concluem que as empresas de maior qualidade, ou crescimento futuro realizado, apresentam maior *underpricing*. Concluem também que, em geral, as projeções de analistas têm viés positivo, de superestimar os resultados projetados e que tal viés é menor para as empresas que apresentam maior *underpricing*.

Richardson et al. (2004) consideram que os analistas têm comportamento o qual denominam “*walk down to beatable*”, o qual consiste em apresentar, inicialmente, projeções otimistas, reduzindo-as ao longo do tempo até que, em datas próximas às divulgações dos resultados, sejam inferiores aos resultados realizados. Com isso, se evitariam surpresas negativas no anúncio de resultados e, portanto, quedas nos preços das ações. Os autores consideram que o citado comportamento pode ser resultado de influência realizada por gestores ou membros da equipe de relações com investidores das empresas cobertas pelos analistas. De fato, concluem que o comportamento “*walk down to beatable*” é mais pronunciado no caso das empresas nas quais os *insiders* são vendedores líquidos de ações após o anúncio dos resultados.

### **2.3 O Fed Model e a utilização de *earnings yields***

De acordo com Durré and Giot (2007), o Fed Model foi desenvolvido por praticantes do mercado no final da década de 1990. Segundo o modelo, há um equilíbrio entre o índice Lucro/Preço (ou *earnings yield*) agregado de um mercado e o *yield to maturity* nominal de títulos soberanos emitidos pelo governo de tal mercado. Ou seja, o modelo considera que, quando o *earnings yield* está significativamente acima do *bond yield*, as ações estão subavaliadas.

Mais formalmente, o equilíbrio proposto é o seguinte:

$$\frac{E_t}{V_t} = Rf_t \quad 2.34$$

Onde  $E_t$  é o lucro líquido no período  $t$ ,  $V_t$  é o valor do capital no período  $t$  e  $Rf_t$  é a taxa livre de risco no período  $t$ , medida com base no *yield to maturity* nominal de títulos soberanos.

Críticas ao Fed Model geralmente abordam dois fatores principais: (i) a omissão da inflação e (ii) omissão do prêmio pelo risco de mercado (Durré & Giot, 2007).

O primeiro ponto vem do fato que, de um lado, o *bond yield* é uma taxa nominal, e, de outro lado, o *earnings yield* é uma taxa real dado que espera-se que os lucros mantenham, pelo menos, seu valor real ao longo do tempo. Tal ponto de vista é defendido, por exemplo, por Asness (2003).

O segundo ponto origina-se da conhecida ideia de que os retornos das ações devem ser superiores aos retornos de títulos de renda fixa, dado o maior risco das primeiras, conforme amplamente discutido por diversos autores (Fama & French, 2002; Mehra & Prescott, 1985; Mehra, 2003; Prescott & Mehra, 2003).

Durré and Giot (2007) desenvolveram estudo relacionando preços e *yields* de bônus soberanos para uma amostra de treze países: Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Japão, Suíça, Holanda, Reino Unido e Estados Unidos da América. Concluem contra o Fed Model no sentido que a diferença entre *earnings yields* e *bond yields* não foi significativa para prever citada relação. Adicionalmente, concluem que mudanças nos *yields* de títulos soberanos têm um impacto de curto prazo sobre preços de ações. Em temática similar, Bali, Demirtas, and Tehranian (2009) testaram a relação entre *earnings yields* e *bond yields*, argumentando que a diferença entre os mesmos é regida pela diferença de volatilidade entre ações e títulos de renda fixa. Tal conclusão reforça a existência de um prêmio pelo risco de mercado, o qual é maior quando aumenta a volatilidade relativa entre ações e títulos de renda fixa.

No Brasil e na América Latina, a relação entre preço de ações e *yields* de títulos soberanos foi estudada, por exemplo, por Gimenes e Famá (2003). Os autores comparam o índice EMBI (Emerging Markets Bond Index), o qual consideram como um índice de risco dos países emergentes, com índices de ações de países latino-americanos. Concluem pela existência de correlação negativa relevante entre tais variáveis, principalmente para Argentina, Chile, Colômbia, Peru e Venezuela. A correlação negativa faz sentido teórico, dado que se espera que os preços de ações sejam negativamente correlacionados com taxas de desconto, representadas pelo EMBI.

Além do Fed Model, diversos autores defendem que os *earnings yields* têm capacidade preditiva de retornos, e, portanto, são relevantes para a estimativa do custo de capital das empresas.

O trabalho seminal desenvolvido por Basu (1977) relacionou índices *price/earnings* (P/E) a retornos realizados de ações. O autor utilizou amostra de aproximadamente 500 empresas negociadas na New York Stock Exchange (NYSE) no período entre 1956 e 1969, separando-as em cinco carteiras de acordo com o índice P/E. Realizou regressão cuja variável dependente era o retorno de uma dada carteira e a variável independente o fator risco de mercado:

$$R_{i,t} - Rf_t = \alpha + \beta(Rm_t - Rf_t) \quad (2.35)$$

Onde  $R_{i,t}$  é o retorno do ativo ou carteira  $i$  no período  $t$ ,  $Rf_t$  é a taxa livre de risco no período  $t$ ,  $Rm_t$  é a rentabilidade da carteira de mercado no período  $t$  e o intercepto,  $\alpha$ , representa o Alfa de Jensen (Jensen, 1968).

O autor encontrou interceptos positivos e significativos para as duas carteiras formadas por ações com índices P/E baixos e interceptos negativos para as duas carteiras formadas por ações com índices P/E altos, concluindo que o índice P/E pode ter sido um fator explicativo de retornos relevante e que tal fato pode ser um indício de ineficiências do mercado.



Costa Jr. e Neves (2000) testaram a influência das variáveis fundamentalistas nos retornos de carteiras formadas por ações negociadas no mercado brasileiro no período de março 1987 a fevereiro de 1996, utilizando o método SUR (*seemingly unrelated regression*). Encontraram coeficientes negativos e significativos para as variáveis P/E (preço/lucro) e  $\ln(\text{VM})$ , o logaritmo natural do valor de mercado das empresas e coeficientes positivos e significativos para a variável VPA/P (valor contábil/preço). Também concluem que o beta com relação ao Índice Bovespa é a variável mais relevante para explicação dos retornos. Sugerem a realização de estudos similares em períodos com maior estabilidade econômica e com baixos níveis de inflação.

Yoshino e Santos (2009) testaram os fatores retorno de mercado, tamanho, book to Market (B/M), Price/Earnings (P/E) e *dividend yield* para explicar retornos realizados, utilizando a metodologia de regressões em painel FMOLS (*fully modified OLS*), com o objetivo de testar a validade do CAPM no Brasil. Os resultados indicam que os fatores utilizados, inclusive P/E, foram estatisticamente significativos para explicar os retornos das ações brasileiras, inclusive em conjunto com o fator mercado.

Noda, Martelanc e Kayo (2013) testaram modelos de precificação de ativos de quatro fatores, adicionando o fator de risco *earnings/price*, denominado HEMLE, ao modelo de três fatores de Fama and French (1993). Utilizando amostra brasileira de retornos mensais no período entre 2003 e 2012, concluem que o fator de risco HEMLE foi relevante para explicar retornos de ações mesmo em conjunto com os fatores M, SMB e HML de Fama and French (1993). Concluem também que os modelos os quais incluem o fator de risco HEMLE são os mais eficientes na remoção dos interceptos das regressões, ou Alfas de Jensen, sendo, neste sentido, tanto o modelo de dois fatores (M e HEMLE) como o de quatro fatores (M, SMB, HML e HEMLE) superiores ao modelo de três fatores de F&F.

## **2.4 Parâmetros utilizados em modelos de apreçamento de ativos financeiros**

### **2.4.1 Taxa Livre de Risco (Rf)**

Garran (2007) realizou estudo a respeito das metodologias e parâmetros utilizados para determinação do custo de capital próprio para avaliação de ativos por fluxo de caixa descontado no Brasil, com base em questionário respondido por profissionais da área.

Identificou que, para a taxa livre de risco, a maior parte dos respondentes, 73,21%, utiliza títulos do mercado dos EUA, enquanto apenas 16,07% dos respondentes utilizam taxas do mercado Brasileiro e 10,71% utilizaram títulos da dívida externa soberana brasileira.

Dentre os respondentes que utilizam taxas provenientes do mercado brasileiro, os quais representam 16,07% do total, a grande maioria, 77,88%, utiliza a taxa SELIC, enquanto 11,11% utilizam a estrutura DI e 11,11% utilizam a TJLP. O autor considera menos adequada a utilização da SELIC, dado que é uma taxa de curto prazo e não reflete o prazo do fluxo de caixa a ser descontado.

Os respondentes que optaram por títulos da dívida externa soberana brasileira utilizaram o Global 24, com prazo de aproximadamente 20 anos (66,67%) e o Global 16, com prazo de aproximadamente 10 anos (33,33%).

Por fim, os respondentes que utilizam os títulos soberanos emitidos pelo governo dos EUA (US Treasury Bonds, em geral), preferem os títulos com prazo de 10 anos (55,36%) ou superior a 10 anos (26,79%). Os demais utilizam títulos de 1 dia (12,50%), 1 ano (3,57%) e 2 anos (1,79%).

Os resultados obtidos por Garran (2007) são consistentes com os encontrados por Martelanc et al. (2005), os quais, com base em entrevistas em profundidade, concluem que os parâmetros utilizados para a estimativa do custo de capital próprio no Brasil são diversos. Tais parâmetros incluem taxas livres de risco locais e internacionais, pré-fixadas e pós-fixadas. A maior parte dos respondentes inclui o prêmio pelo risco Brasil, o qual também é estimado de forma variada, tanto com base em prêmios históricos como em valores atuais ou em projeções.

A Tabela 1 mostra as variáveis utilizadas como medida para a taxa livre de risco em diversos estudos acadêmicos. Estudos realizados nos EUA tendem a utilizar bônus soberanos emitidos por tal país, porém divergem quanto ao prazo a ser utilizado. Estudos brasileiros utilizam tanto títulos locais como títulos internacionais.

**Tabela 1: Variáveis utilizadas para medir a taxa livre de risco**

<b>Autor(es)</b>	<b>Mercado acionário analisado</b>	<b>Variável utilizada para Rf</b>
Fama and French (1993)	EUA	<i>Yield</i> do Treasury Bill de curto prazo
Fama and French (2002)	EUA	Rentabilidade real de <i>commercial papers</i> de curto prazo
Mehra and Prescott (1985)	EUA	<i>Yield</i> do Treasury Bill de curto prazo.
Prescott and Mehra (2003)	EUA	Consideram que os títulos indexados à inflação – Treasury Inflation Protected Securities (TIPS) são a taxa livre de risco real
Claus and Thomas (2001)	EUA	<i>Yield</i> do US Treasury Bonds de 10 anos
Gebhardt et al. (2001)	EUA	<i>Yield</i> do US Treasury Bonds de 10 anos
Mussa, Rogers, e Securato (2009)	Brasil	Rentabilidade da caderneta de poupança
Tomazoni e Menezes (2002)	Brasil	<i>Yield</i> de US Treasury Bonds de 10 anos
Sanvicente e Minardi (2006)	Brasil	<i>Yield</i> de US Treasury Bonds de 10 anos
Cysne (2006)	Brasil	Taxa SELIC

### 2.4.2 Prêmio pelo risco de mercado

Mehra & Prescott (1985) desenvolveram trabalho seminal, o qual iniciou uma linha de pesquisa conhecida como *Equity Premium Puzzle*, ou EPP. Os autores desenvolvem modelo econômico baseado em matrizes de covariâncias de consumo agregado, parâmetros de aversão ao risco e parâmetros de substituição intertemporal de consumo. Tal modelo indica que o prêmio pelo risco de mercado, para qualquer conjunto razoável dos citados parâmetros, deveria ser substancialmente inferior àqueles estimados por modelos ex-post.

Entre as estimativas ex-post mais utilizadas encontram-se aquelas apresentadas em estudos desenvolvidos pela Ibbotson Associates, com base em retornos anuais de ações e títulos de renda fixa, ou livres de risco, a partir de 1926, os quais resultam em prêmios anuais entre 7% e 9% (Claus & Thomas, 2001).

Claus and Thomas (2001) desenvolvem estimativa do prêmio pelo risco de mercado com base em modelo de custo de capital ex-ante similar ao adotado Gebhardt et al. (2001), ou seja, baseado em lucros residuais (*residual income model*).

Os autores utilizam amostra de ações dos mercados dos EUA, Canadá, França, Alemanha, Japão e Reino Unido, para o período entre 1985 e 1998.

Chegam a estimativas próximas a 3,0% a.a. para o mercado dos EUA (média de 3,39%), utilizando títulos soberanos de 10 anos como ativo livre de risco. Os valores médios estimados para o prêmio pelo risco de mercado nos demais países, com base no modelo de lucros residuais, estão entre 0,21% (Japão) e 2,81% (Reino Unido). Tais estimativas são mais próximas às entendidas como razoáveis por Mehra & Prescott (1985).

Fama and French (2002) desenvolveram estudo com objetivo similar, utilizando, porém, modelos mais simples para estimativa do custo de capital ex-ante, ou retorno esperado para as ações.

O primeiro modelo é o *dividend growth model*:

$$RD_t = \frac{dps_t}{P_{t-1}} + g_{d,t} \quad (2.36)$$

Onde  $RD_t$  é o retorno esperado das informações disponíveis no período  $t$ ,  $dps_t$  é o dividendo por ação no período  $t$ ,  $P_t$  é o preço por ação no período  $t$  e  $g_{d,t}$  é o crescimento esperado do dividendo na perpetuidade das informações disponíveis no período  $t$ .

O segundo modelo utilizado é o *earnings growth model*:

$$RY_t = \frac{dps_t}{P_{t-1}} + g_{e,t} \quad (2.37)$$

Onde  $RY_t$  é o retorno esperado das informações disponíveis no período  $t$ ,  $dps_t$  é o dividendo por ação no período  $t$ ,  $P_t$  é o preço por ação no período  $t$  e  $g_{e,t}$  é o crescimento esperado do dividendo na perpetuidade das informações disponíveis no período  $t$ .

Utilizando uma base de dados de ações listadas nos EUA, pertencentes ao índice S&P, no período entre os anos de 1872 e 2000, os autores concluem que o prêmio pelo risco de mercado anual de longo prazo é de 2,55% com base no *dividends growth model* e de 3,50% com base no *earnings growth model*, substancialmente inferiores à estimativa baseada em retornos realizados, também calculada pelos autores no mesmo período, de 6,16%, e similares às estimativas preparadas por Claus and Thomas (2001).

Sanvicente e Minardi (2006) desenvolveram estudo para o mercado brasileiro com metodologia similar à utilizada por Fama and French (2002), utilizando o modelo de desconto de dividendos, ou *dividends growth model*.

Uma diferença fundamental é que para estimar a taxa de crescimento dos dividendos na perpetuidade,  $g_d$ , os autores assumem a taxa de crescimento sustentável, a qual definem da seguinte forma:

$$g_d = ROE \times b \quad (2.38)$$

Onde ROE é o retorno sobre o patrimônio líquido contábil, ou seja, o lucro líquido do exercício dividido pelo patrimônio líquido inicial, e b é igual a (1 – índice de *payout* de dividendos).

Os autores utilizam uma amostra de ações brasileiras no período entre 1986 e 2005 e o rendimento real da caderneta de poupança como medida para a taxa livre de risco. Estimam um prêmio pelo risco de mercado anual médio de 16,71%, com desvio-padrão de 12,68%.

## 2.5 Estacionariedade de séries temporais e regressões espúrias

Conforme Wooldridge (2009), p. 378, um processo estacionário pode ser definido como um processo identicamente distribuído, da seguinte forma:

*The stochastic process  $\{x_t: t = 1, 2, \dots\}$  is stationary if for every collection of time indices  $1 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$ , the joint distribution of  $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$  is the same as the joint distribution of  $(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_m+h})$  for all integers  $h \geq 1$ .*

Ainda conforme o autor, p. 393, um processo estacionário é fracamente dependente (*weakly dependent*), ou seja, I(0). Por outro lado, processos integrados de ordem 1, ou I(1), como, por exemplo, o passeio aleatório, são processos altamente persistentes (*highly persistent*), porém cuja primeira diferença é fracamente dependente e, normalmente, estacionária.

A utilização de variáveis ou processos I(1) em ambos os lados de uma equação de regressão estimada por mínimos quadrados ordinários (OLS) pode gerar resultados espúrios, ou seja, gerar coeficientes estatisticamente significativos para variáveis independentes entre si, conforme identificado por (Granger & Newbold, 1974).

Granger and Newbold (1974) desenvolveram simulações nas quais testam-se modelos de regressão entre processos de passeio aleatório (*random walk*), ou seja, integrados de ordem 1, independentes entre si. Concluem que a utilização de modelos OLS sobre as variáveis I(1) em nível geram coeficientes significativos com  $p < 0,05$  na maior parte dos casos. Por outro lado, concluem a as mesmas regressões realizadas com base na primeira diferença das variáveis I(1) não gera coeficientes significativos em aproximadamente 95% dos casos, conforme esperado. Portanto, a utilização das variáveis em primeira diferença elimina os resultados espúrios.

Conforme Wooldridge (2009), p. 630, os testes de estacionariedade baseiam-se na dependência intertemporal das observações, com base em um modelo auto regressivo de ordem 1, ou AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad (2.39)$$

Considera-se que o processo possui uma raiz unitária, ou seja, não é I(0), se  $\rho=1$ . O processo é considerado fracamente dependente, ou I(0), se  $\rho < 1$ . Os testes de raiz unitária normalmente baseiam-se em uma transformação da equação (2.39):

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + e_t \quad (2.40)$$

Onde  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\theta = \rho - 1$  e testa-se  $H_0: \theta = 0$  contra  $H_1: \theta < 1$ , o que permite rejeitar a existência de uma raiz unitária.

Tal teste é conhecido como o teste de Dickey-Fuller, conforme proposto por (Dickey & Fuller, 1979). Os autores também defendem que a rejeição de  $H_0$ , além de rejeitar a existência de raiz unitária, ou seja, mostrar que a série é fracamente dependente e I(0), rejeita a hipótese de não estacionariedade do processo, dado que quando  $|\rho| < 1$ , a relação entre  $y_t$  e  $y_{t+n}$  desaparece quando  $n$  tende a infinito. Quanto menor  $|\rho|$ , mais rapidamente desaparece a relação entre  $y_t$  e  $y_{t+n}$ .

Conforme Wooldridge (2009), p. 630, os valores críticos para as estatísticas t do coeficiente  $\theta$  são diferentes das tradicionais, conforme Tabela 2:

**Tabela 2: Valores críticos assintóticos para o teste de Dickey-Fuller**

Nível de significância	1%	5%	10%
Valor crítico	-3,43	-2,86	-2,57

Fonte: Wooldridge (2009)

Testes mais avançados de estacionariedade incluem o Augmented Dickey-Fuller (ADF), que consiste na adição de  $p$  lags de  $\Delta y_t$  para controlar por possíveis correlações seriais:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \partial_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \partial_p \Delta y_{t-p} + e_t \quad (2.41)$$

Elliott, Rothenberg and Stock (1996) desenvolveram metodologia mais robusta para implementação do teste de Dickey-Fuller, aplicada também para o teste ADF, utilizando estimadores por mínimos quadros generalizados (GLS). Os autores concluem, com base em experimentos de simulação de Monte Carlo, que a metodologia, denominada DF-GLS ou ADF-GLS, é mais eficiente que a original, especialmente em amostras pequenas. O número máximo de lags a ser testado pode ser determinado pelo critério de Ng-Perron (Ng & Perron, 1995).

Os valores críticos para os testes DF-GLS e ADF-GLS são dados por Elliott et al. (1996), conforme número de lags utilizado e utilização ou não de *detrending* das séries temporais, e mostrados na Tabela 3:

**Tabela 3: Valores críticos assintóticos para os testes DF-GLS e ADF-GLS**

Número de lags	Sem <i>detrending</i>			Com <i>detrending</i>		
	Valor crítico para 1%	Valor crítico para 5%	Valor crítico para 10%	Valor crítico para 1%	Valor crítico para 5%	Valor crítico para 10%
9	-2,642	-2,297	-1,923	-3,770	-2,756	-2,371
8	-2,642	-2,241	-1,890	-3,770	-2,766	-2,411



<b>Número de lags</b>	<b>Sem detrending</b>			<b>Com detrending</b>		
	<b>Valor crítico para 1%</b>	<b>Valor crítico para 5%</b>	<b>Valor crítico para 10%</b>	<b>Valor crítico para 1%</b>	<b>Valor crítico para 5%</b>	<b>Valor crítico para 10%</b>
7	-2,642	-2,219	-1,885	-3,770	-2,812	-2,476
6	-2,642	-2,224	-1,901	-3,770	-2,885	-2,562
5	-2,642	-2,251	-1,934	-3,770	-2,978	-2,660
4	-2,642	-2,292	-1,979	-3,770	-3,082	-2,764
3	-2,642	-2,342	-2,029	-3,770	-3,188	-2,866
2	-2,642	-2,394	-2,080	-3,770	-3,288	-2,960
1	-2,642	-2,442	-2,125	-3,770	-3,373	-3,039
0	-2,642	-2,373	-2,066	-3,770	-3,317	-2,999

Fonte: Stata



### 3. PROPOSIÇÃO DE MODELO PARA ESTIMATIVA DO CUSTO DE CAPITAL IMPLÍCITO

#### 3.1 Modelo de avaliação

Parte-se da premissa de que o valor de qualquer empresa pode ser expresso por meio de um modelo de perpetuidade. Tendo como base o modelo de Gordon (Gordon, 1959, 1962):

$$V_t = \frac{D_{t+1}}{k - g_{d,t}} \quad (3.1)$$

Onde  $V_t$  é o valor econômico ou de mercado do patrimônio líquido,  $D_{t+1}$  é o dividendo esperado para o período  $t+1$ ,  $k$  é o custo de capital próprio, constante na perpetuidade, e  $g_{d,t}$  é a expectativa no período  $t$  para taxa de crescimento do dividendo, também constante na perpetuidade.

Assume-se que  $R$ , o retorno sobre o capital investido, também é constante na perpetuidade. Assim, pode-se expressar a relação entre o lucro,  $E_t$ , e  $D_t$  da seguinte forma:

$$E_{t+1} = E_t + R(E_t - D_t) \quad (3.2)$$

$$E_{t+1} - E_t = R(E_t - D_t) \quad (3.3)$$

Ou seja, a variação do lucro é igual ao capital reinvestido, medido pela diferença entre lucro e dividendo, multiplicado pelo retorno sobre o capital investido. Sendo assim, pode-se definir a taxa de crescimento do lucro:

$$\frac{E_{t+1} - E_t}{E_t} = g_{e,t} = \frac{R(E_t - D_t)}{E_t} \quad (3.4)$$

Onde  $(E_t - D_t)$  é o investimento no período  $t$ , ou  $I_t$ , e  $g_e$  é expectativa no período  $t$  para a taxa de crescimento do lucro, também constante na perpetuidade.

Reescreve-se a equação (3.4) como  $D_t$  em função das demais variáveis:

$$\frac{E_t}{R} g_{e,t} = E_t - D_t \quad (3.5)$$

$$D_t = E_t - \frac{E_t}{R} g_{e,t} \quad (3.6)$$

$$D_t = E_t \left( 1 - \frac{g_{e,t}}{R} \right) \quad (3.7)$$

Ou seja, o dividendo distribuído é uma função do lucro, do crescimento e do retorno sobre o capital investido. Quanto maior o crescimento, maior parcela do lucro deve ser reinvestida, com menor *payout* de dividendos; Quanto maior o retorno sobre o capital investido, menor parcela do lucro deve ser reinvestida, com maior *payout* de dividendos.

Sendo que  $R$  e  $g_{e,t}$  são constantes, conclui-se que o *dividend payout*,  $D_t/E_t$ , é constante, fazendo com que a taxa de crescimento do lucro,  $g_{e,t}$ , seja igual à taxa de crescimento dos dividendos,  $g_{d,t}$ :

$$\frac{D_t}{E_t} = c \quad (3.8)$$

$$g_{e,t} = g_{d,t} = g \quad (3.9)$$

Onde  $g$  é a expectativa no período  $t$  para taxa de crescimento do lucro e do dividendo na perpetuidade.

Substituindo-se (3.7) e (3.9) em (3.1), tem-se um modelo de desconto de lucros:

$$V_t = \frac{E_{t+1} \left(1 - \frac{g}{R}\right)}{k - g} \quad (3.10)$$

O formato da equação (3.10) é o mesmo do conhecido modelo de cálculo do valor de um fluxo perpétuo tendo em conta o custo médio ponderado de capital, WACC, e o retorno sobre o capital investido, ROIC, apresentado, por exemplo, em Copeland, Koller e Murrin (2002), p. 140, conforme a equação (3.11):

$$FV_t = \frac{NOPLAT_{t+1} \left(1 - \frac{g}{ROIC}\right)}{WACC - g} \quad (3.11)$$

Onde  $FV_t$  é o *Firm Value* ou *Enterprise Value* da empresa no período  $t$ ,  $NOPLAT_t$  é o lucro operacional menos impostos ajustados no período  $t$ , ou *net operating profit less adjusted taxes*, ROIC é o retorno sobre o capital investido e WACC é o custo médio ponderado de capital.

A diferença fundamental entre os modelos apresentados nas equações (3.10) e (3.11) é que, no primeiro, o modelo proposto neste trabalho, utiliza-se a abordagem de avaliação do patrimônio líquido, ou *equity valuation*, enquanto no segundo utiliza-se a metodologia de avaliação da empresa, ou *firm valuation*, conforme definido por Damodaran (1999).

Com base em (3.10), pode-se demonstrar que, quando o retorno sobre o capital próprio investido é igual ao custo de capital próprio, ou  $R = k$ , o valor do capital,  $V$ , torna-se independente do crescimento:

$$V_t = \frac{E_{t+1} \left(1 - \frac{g}{k}\right)}{k - g} = \frac{E_{t+1} - E_{t+1} \frac{g}{k}}{k - g} \quad (3.12)$$

$$= \frac{kE_{t+1} - kE_{t+1} \frac{g}{k}}{k(k - g)}$$

$$V_t = \frac{kE_{t+1} - gE_{t+1}}{k(k - g)} = \frac{E_{t+1}(k - g)}{k(k - g)} \quad (3.13)$$

$$V_t = \frac{E_{t+1}}{k} \quad (3.14)$$

Demonstra-se, também, com base em (3.7) e (3.10), que quando o retorno sobre o capital próprio investido tende a infinito,  $R \rightarrow \infty$ , o investimento de capital próprio necessário para financiar o crescimento tende a zero e, portando, pode-se distribuir todo o lucro, ou seja,  $D_t = E_t$ , desde que  $g$  seja finito:

$$D_t = \lim_{R \rightarrow \infty} E_t \left( 1 - \frac{g}{R} \right) = E_t \quad (3.15)$$

E, sendo assim, as equações (3.1), o modelo de desconto de dividendos, e (3.10), o modelo proposto, tornam-se equivalentes:

$$V_t = \frac{D_{t+1}}{k - g} = \frac{E_{t+1}}{k - g} \quad (3.16)$$

Considera-se que o intervalo viável para o retorno sobre o capital próprio investido,  $R$ , é  $[k, \infty[$ . Isto porque se espera que quando o retorno sobre o capital próprio investido é inferior ao custo de capital próprio,  $R < k$ , não haja investimento e, portanto, não haja crescimento ( $g = 0$ ) e distribua-se integralmente o lucro ( $D_t = E_t$ ).

Sendo assim, para  $k \leq R < \infty$ , conclui-se, com base nas equações (3.14) e (3.16), que o valor do capital encontra-se no intervalo a seguir:

$$\frac{E_{t+1}}{k} \leq V_t < \frac{E_{t+1}}{k - g} \quad (3.17)$$

### 3.2 Modelo para estimativa do custo de capital implícito

A expressão (3.17) pode ser reescrita utilizando-se o coeficiente  $\gamma$  para variável  $g$ , o qual está no intervalo  $[0, 1[$  quando  $R$  está no intervalo  $[k, \infty[$ :

$$V_t = \frac{E_{t+1}}{k - \gamma g}, 0 \leq \gamma < 1 \quad (3.18)$$

Reorganizando-se (3.18), tem-se:

$$k = \frac{E_{t+1}}{V_t} + \gamma g \quad (3.19)$$

O modelo especificado na equação (3.19) propõe que o custo de capital implícito,  $k$ , pode ser estimado como uma função do índice Lucro/Preço, ou *earnings yield*, e do crescimento esperado do lucro multiplicado pelo coeficiente  $\gamma$ . Tal coeficiente pode ser entendido como a taxa de conversão de crescimento em rentabilidade, ou seja, mede a contribuição do crescimento à geração de valor.

### 3.3 Análise do modelo proposto

Conforme demonstrado anteriormente, quando o retorno sobre o capital próprio investido é igual ao custo do capital próprio, o coeficiente  $\gamma$  torna-se zero e o custo de capital implícito torna-se independente do crescimento, sendo igual ao índice Lucro/Preço. Neste caso, qualquer investimento gera valor presente líquido igual a zero, sendo indiferente reter lucros para reinvestimentos ou distribuí-los aos acionistas. Assim sendo, o valor da empresa com reinvestimento de lucros é igual ao valor com *payout* de 100% e crescimento zero, no qual o dividendo é igual ao lucro. De forma análoga, o retorno implícito para o investidor, ou custo de capital implícito, torna-se equivalente em ambos cenários e, portanto, equivalente a um fluxo infinito constante de dividendos, os quais são iguais aos lucros futuros.



$$k = \frac{E_{t+1}}{V_t} \quad (3.20)$$

Tal conclusão é similar à de Copeland, Koller e Murrin (2002), p. 289, de que quando o retorno sobre o capital total investido, ROIC, é igual ao custo de capital próprio, WACC, o valor da empresa, ou *firm value*, torna-se independente do crescimento. A diferença fundamental é, novamente, que o modelo proposto neste trabalho utiliza a abordagem de *equity valuation*, enquanto os autores citados utilizam a abordagem de *firm valuation*.

Já quando o retorno sobre o capital próprio investido é superior ao custo de capital próprio, o coeficiente  $\gamma$  torna-se positivo e menor que 1. Neste caso, os investimentos geram valor presente líquido positivo e, portanto, quanto maior o crescimento maior a rentabilidade implícita, e, portanto, maior o custo de capital implícito.

Por fim, quando o retorno sobre o capital próprio investido tende a infinito, o coeficiente  $\gamma$  tende a 1. A necessidade de capital para financiar o crescimento tende a zero e, portanto, os dividendos distribuídos tendem ao lucro, e o fluxo recebido pelo acionista torna-se um fluxo perpétuo com crescimento constante, sendo a rentabilidade implícita igual ao *earnings yield* adicionado da taxa de crescimento esperada para a perpetuidade.

$$k = \frac{E_{t+1}}{V_t} + g \quad (3.21)$$



## 4. METODOLOGIA

### 4.1 Visão Geral, Objetivos e Hipóteses

O objetivo inicial deste trabalho é testar o modelo para estimativa de custo de capital ex-ante apresentado na seção 3. Para tanto, utilizam-se regressões baseadas na equação (3.19) apresentada a seguir:

$$k = \frac{E_{t+1}}{V_t} + \gamma g \quad (3.19)$$

Onde  $k$  é o custo de capital próprio,  $E_t$  é o lucro líquido no período  $t$ ,  $V_t$  é o valor do capital no período  $t$ ,  $\gamma$  é um coeficiente que mede a conversão de crescimento em retorno, contido no intervalo  $[0,1[$ , e  $g$  é a taxa esperada de crescimento do lucro na perpetuidade.

Pode-se decompor a variável  $k$  em dois componentes: a taxa livre de risco,  $R_f$ , e o prêmio pelo risco de mercado,  $PRM$ . Tal abordagem, proposta pelo CAPM, é mantida tanto nos modelos com metodologia ex-post que o criticam por ser incompleto (Carhart, 1997; Fama & French, 1992, 1993) como nos modelos com metodologia ex-ante (Claus & Thomas, 2001; Fama & French, 2002; Gebhardt et al., 2001). Desta forma, tem-se:

$$Rf_t + PRM_t = EP_t + \gamma g_t \quad (4.1)$$

Onde  $Rf_t$  é a taxa livre de risco,  $PRM_t$  é o prêmio pelo risco de mercado,  $EP_t$  é o índice  $\frac{E_{t+1}}{V_t}$  no período  $t$  e  $g_t$  é a taxa esperada, no período  $t$ , para o crescimento do lucro na perpetuidade.

Reorganizando-se a equação (4.1) com o objetivo de obter apenas uma variável dependente, tem-se:

$$EP_t = Rf_t + PRM_t - \gamma g_t \quad (4.2)$$

Por fim, pode-se formular um modelo genérico de regressão com base na equação (4.2):

$$EP_t = \mu + \varphi Rf_t + (-\gamma)g_t + e_t \quad (4.3)$$

Onde  $\mu$ , o coeficiente linear (intercepto) do modelo, representa o prêmio pelo risco de mercado, PRM, assumido constante durante o período,  $\varphi$  é o coeficiente da variável utilizada como medida para a taxa livre de risco e  $-\gamma$  é o coeficiente da variável utilizada como medida para a expectativa de crescimento na perpetuidade.

Com base no modelo expresso em (4.3) podem-se formular as seguintes hipóteses principais: (i) o coeficiente  $\varphi$  deve ser positivo e significativamente diferente de zero (ii) o coeficiente  $\varphi$  não deve ser significativamente diferente de 1 e (ii) o coeficiente  $\gamma$  deve oscilar entre zero e 1, ou seja,  $-\gamma$  deve oscilar entre -1 e 0. Mais formalmente:

### **Teste de hipóteses 1**

$$H1_0: \varphi = 0$$

$$H1_1: \varphi > 0 \text{ (resultado esperado)}$$

### **Teste de hipóteses 2**

$$H2_0: \varphi = 1 \text{ (resultado esperado quando rejeita-se } H1_0)$$

$$H2_1: \varphi \text{ é diferente de } 1$$

### Teste de hipóteses 3

$$H3_0: -\gamma = 0$$

$$H3_1: -\gamma < 0 \text{ (resultado esperado)}$$

Ou seja, espera-se rejeitar  $H1_0$  e  $H3_0$  e espera-se que não seja possível rejeitar  $H2_1$  para as variáveis nas quais rejeita-se  $H1_0$ .

Como resultados adicionais, os quais tornam-se também objetivos deste trabalho, o modelo genérico (4.3) permite (i) estimar o prêmio pelo risco de mercado e (ii) identificar quais as melhores medidas observáveis para  $R_f$  e  $g$ , com base na significância dos coeficientes e poder explicativo dos modelos.

## 4.2 Definição das Variáveis e Amostra

Utiliza-se como variável dependente o índice Lucro/Preço médio, como base no lucro estimado para os próximos doze meses das empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo e em sua capitalização de mercado. O período de análise foi entre o primeiro trimestre de 2004 e o quarto trimestre de 2012, dadas restrições de disponibilidade de diversas variáveis antes de 2004, incluindo, por exemplo, títulos brasileiros de renda fixa de longo prazo e determinadas projeções divulgadas pelo Relatório Focus do Banco Central do Brasil.

Inicialmente calcula-se o índice  $\text{Lucro/Preço}_{i,t}$  para cada empresa  $i$  e trimestre  $t$  como a razão entre o lucro líquido acumulado nos últimos doze meses ( $\text{Lucro}_{i,t}$ , conforme base de dados Económica) e a capitalização de mercado com base na última cotação disponível para as ações da empresa ( $\text{Capitalização}_{i,t}$ , conforme base de dados Económica). Formalmente:

$$\text{Lucro/Preço}_{i,t} = \frac{\text{Lucro}_{i,t}}{\text{Capitalização}_{i,t}} \quad (4.4)$$

A seguir, calcula-se o índice Lucro/Preço Médio<sub>t</sub> para cada trimestre como a média simples das n empresas incluídas na amostra. Dada alta variância dos índices individuais, excluem-se, em cada período, as observações extremas – 5% superiores e 5% inferiores – bem como as empresas que apresentam lucro negativo no período.

$$\text{Lucro/Preço Médio}_t = \frac{\sum_{i=1}^n \text{Lucro/Preço}_{i,t}}{n} \quad (4.5)$$

Por fim, tendo em vista que o que se quer medir é o índice Lucro<sub>t+4</sub>/Preço<sub>t</sub>, ou seja, o lucro dos próximos doze meses, ou quatro trimestres, transforma-se a variável Lucro/Preço Médio<sub>t</sub> com base no crescimento anual projetado, considerando valores a preços do período t.

$$\text{EP}_t = \text{Lucro/Preço Médio}_t (1 + \text{inflação}) \quad (4.6)$$

Onde, para inflação, utiliza-se a taxa composta equivalente a metade da variável IPCA no período t, conforme definida abaixo, assumindo-se fluxos lineares ao longo de um ano.

A Tabela 4 resume a metodologia de cálculo e fontes das variáveis utilizadas nos modelos.

**Tabela 4: Definição das Variáveis**

Variável	Tipo	Definição
EP	Dependente	<i>Earnings Yield</i> médio para todas as ações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Considera lucro estimado para os próximos doze meses, estimado com base no lucro dos últimos doze meses, e a capitalização de mercado na data de cálculo, ou seja, último dia de negociação de cada trimestre. Média

<b>Variável</b>	<b>Tipo</b>	<b>Definição</b>
		simples. Fonte: Economática.
<b>IPCA</b>	Auxiliar	Varição do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo nos últimos doze meses. Fonte: Banco Central do Brasil, Séries Temporais
<b>IPCA Focus</b>	Auxiliar	Varição anual do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo média projetada pelo consenso de mercado, considerando todos os fornecedores de projeções, para todo horizonte de tempo disponível. Fonte: Relatório Focus do Banco Central do Brasil.
<b>LTN Real</b>	Explicativa	Rendimento anualizado das Letras Financeiras do Tesouro Nacional, deflacionado pela variável IPCA. Fonte: Economática.
<b>LTN Real Focus</b>	Explicativa	Rendimento anualizado das Letras Financeiras do Tesouro Nacional, deflacionado pela variável IPCA Focus. Fonte: Economática.
<b>Selic</b>	Auxiliar	Taxa Selic anualizada em base 252 dias, conforme metodologia do Banco Central do Brasil. Fonte: Banco Central do Brasil, Séries Temporais.
<b>Selic Focus</b>	Auxiliar	Taxa Selic anualizada média projetada pelo consenso de mercado, considerando todos os fornecedores de informações, para todo horizonte de tempo disponível. Fonte: Relatório Focus do Banco Central do Brasil.
<b>Selic Real</b>	Explicativa	Variável Selic deflacionada pela variável IPCA. Fonte: Banco Central do Brasil.
<b>Selic Real Focus</b>	Explicativa	Variável Selic Focus deflacionada pela variável IPCA Focus Fonte: Banco Central do Brasil.
<b>NTN-B</b>	Explicativa	Rendimento das Notas do Tesouro Nacional – Série B (indexadas ao IPCA). Utiliza-se rendimento interpolado para 5 anos, com base em regressão

<b>Variável</b>	<b>Tipo</b>	<b>Definição</b>
		linear utilizando todos os títulos disponíveis em cada ponto no tempo. Fonte: Tesouro Nacional.
<b>NTN-F</b>	Auxiliar	Rendimento das Notas do Tesouro Nacional – Série F (pré-fixadas). Utiliza-se rendimento médio dos títulos com vencimento entre 1 ano e 3 anos. Fonte: Tesouro Nacional.
<b>NTN-F Real Focus</b>	Explicativa	Variável NTN-F deflacionada pela variável IPCA Focus. Fonte: Tesouro Nacional e Relatório Focus do Banco Central do Brasil.
<b>UST 1yr</b>	Auxiliar	<i>Yield to maturity</i> anual de títulos soberanos emitidos pelos EUA indexados com vencimento em 1 ano Fonte: US Treasury
<b>UST 10yr</b>	Auxiliar	Idem UST 1yr, porém para títulos com vencimento em 10 anos. Fonte: US Treasury
<b>UST 30yr</b>	Auxiliar	Idem UST 1yr, porém para títulos com vencimento em 30 anos. Fonte: US Treasury
<b>CPI</b>	Auxiliar	<i>Consumer Price Index</i> dos EUA nos últimos doze meses. Fonte: US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics
<b>CPI LP</b>	Auxiliar	<i>Consumer Price Index</i> dos EUA projetado para o longo prazo. Fonte: Survey of Professional Forecasters, publicado pelo Federal Reserve Bank of Philadelphia
<b>UST 5yr Real</b>	Explicativa	<i>Yield to maturity</i> anual real de títulos soberanos emitidos pelos EUA indexados à inflação, ou <i>Treasury Inflation Protected Securities</i> (TIPS), com vencimento em 5 anos. Os dados são interpolados com base em títulos com vencimento próximo, conforme metodologia utilizada pelo US Treasury.



<b>Variável</b>	<b>Tipo</b>	<b>Definição</b>
		Fonte: US Treasury
<b>UST 10yr Real</b>	Explicativa	Idem UST 5yr Real, porém para títulos com vencimento em 10 anos. Fonte: US Treasury
<b>UST 30yr Real</b>	Explicativa	Idem UST 5yr Real, porém para títulos com vencimento em 30 anos. Fonte: US Treasury
<b>EMBI</b>	Auxiliar	EMBI+ Brazil Spread, calculado como a diferença média ponderada entre os <i>yields to maturity</i> de títulos soberanos emitidos pelo Governo Brasileiro denominados em Dólares dos EUA e os <i>yields to maturity</i> de títulos soberanos emitidos pelo Governo dos EUA denominados em Dólares dos EUA, considerando prazos e vencimentos similares. O EMBI foi utilizado, por exemplo, por Gimenes e Famá (2003). Fonte: IPEA e JP Morgan
<b>UST 5yr EMBI Real</b>	Explicativa	Soma das variáveis UST 5yr Real e EMBI.
<b>UST 10yr EMBI Real</b>	Explicativa	Soma das variáveis UST 10yr Real e EMBI.
<b>UST 30yr EMBI Real</b>	Explicativa	Soma das variáveis UST 30yr Real e EMBI.
<b>PIB</b>	Explicativa	Crescimento real do PIB brasileiro no ano dos últimos doze meses. Fontes: Banco Central do Brasil, Séries Temporais
<b>PIB 3yr</b>	Explicativa	Idem variável PIB, porém representa média anual para os três anos subsequentes.
<b>PIB 5yr</b>	Explicativa	Idem variável PIB, porém representa média anual para os cinco anos subsequentes.
<b>PIB Focus LP</b>	Explicativa	Crescimento real do PIB brasileiro anual médio projetado pelo consenso de mercado, considerando todos os fornecedores de informações, para todo

Variável	Tipo	Definição
		horizonte de tempo disponível. Fonte: Relatório Focus do Banco Central do Brasil. P
<b>PIB Focus CP</b>	Explicativa	Idem acima, porém apenas para o primeiro ano de projeção.
<b>IFRS Informacional</b>	Controle	Variável <i>dummy</i> , com valor zero para o período anterior à adoção completa do padrão IFRS no Brasil, até 2009, e valor 1 a partir da adoção completa, a partir de 2010, conforme Silva (2013).
<b>IFRS Contábil</b>	Controle	Variável assume valor zero para o período no qual os demonstrativos financeiros trimestrais registrados na base de dados Econômica não eram apresentados no padrão IFRS, ou seja, até o terceiro trimestre de 2010. A variável assume valor 1 a partir do terceiro trimestre de 2011, quando todos os trimestres utilizados para cálculo da variável EP estão registrados no padrão IFRS na base de dados Econômica. No período de transição, ou seja, no qual há alguns trimestres publicados no padrão IFRS e outros trimestres publicados no padrão anterior, a variável cresce linearmente entre 0,25 e 0,75.

Fonte: O Autor

#### 4.2.1 Comparação entre US Treasury Bonds e TIPS

Os *Treasury Inflation Protected Securities*, ou TIPS, utilizados para as variáveis UST 5yr Real, UST 10yr Real e UST 30yr Real, apresentaram evolução de *yields* similar à dos US Treasury Bonds, inclusive quando deflacionados pela inflação projetada no EUA, medida pelas projeções das variações do Consumer Price Index, ou CPI, publicadas no *Survey of Professional Forecasters*, divulgado pelo Federal Reserve Bank of Philadelphia. A correlação entre as variáveis UST 10yr Real e UST 10yr, considerando dados diários, foi próxima a 90%. Excluindo-se o período de instabilidade entre o segundo semestre de 2008 e o primeiro semestre de 2009, a correlação superou 96%. Para este trabalho utilizam-se os títulos indexados à inflação, dado que se pretende analisar o custo de capital implícito em termos reais, considerando que o *earnings yield* utilizado representa uma taxa real. Apesar da

liquidez inferior, tais títulos apresentam evolução similar à dos títulos nominais, com a vantagem de não requerer projeções subjetivas de inflação para conversão das taxas nominais em reais.

### 4.3 Estacionariedade das séries temporais

A utilização de séries temporais I(1) em regressões por mínimos quadrados ordinários (OLS) pode gerar resultados espúrios (Granger & Newbold, 1974; Wooldridge, 2009). Portanto, testa-se a existência de raiz unitária nas variáveis estudadas, com base no teste ADF-GLS, proposto por Elliott et al. (1996). Conforme os autores, tal teste é o mais eficiente para testar a estacionariedade de séries temporais, especialmente para amostras pequenas.

Conforme mostra a Tabela 5, os testes ADF-GLS não permitem rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade das séries temporais em nível para a maior parte das variáveis, indicando que o método OLS pode gerar resultados espúrios.

**Tabela 5: Resultados dos testes ADF-GLS sobre as variáveis em nível**

H<sub>0</sub>: Série não estacionária

Variável	Estatística DF-GLS com tendência ( $\tau$ )	Estatística DF-GLS sem tendência ( $\mu$ )
EP	-2,708	-0,787
Selic Real	-3,927 ***	-1,338
Selic Real Focus	-3,971 ***	-0,797
LTN Real Focus	-3,329 *	-0,656
NTN-B	-2,964	0,268
NTN-F Real Focus	-3,638 **	0,002
UST 5yr Real	-1,243	-0,760
UST 10yr Real	-1,472	-0,175
UST 30yr Real	-1,225	-1,208
UST 5yr EMBI Real	-2,724	-0,641
UST 10yr EMBI Real	-2,698	-0,459
UST 30yr EMBI Real	-2,207	-0,563
PIB	-1,650	-0,479
PIB Focus CP	-3,914 ***	-3,862 ***
PIB Focus LP	-2,368	2,371 *

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

Tendo em vista que não foi possível rejeitar a hipótese de que as variáveis em nível são  $I(0)$ , realizam-se os testes ADF-GLS para as mesmas variáveis em primeira diferença. Conforme mostra a Tabela 6, é possível rejeitar a não estacionariedade de praticamente todas as variáveis em primeira diferença, exceto para o caso de  $\Delta$ NTN-F Real Focus, variável que será, portanto, excluída da análise.

**Tabela 6: Resultados dos testes ADF-GLS sobre as variáveis em primeira diferença**

$H_0$ : Série não estacionária

Variável	Estatística DF-GLS com tendência ( $\tau$ )	Estatística DF-GLS sem tendência ( $\mu$ )
$\Delta$ EP	-4,472 ***	-4,225 ***
$\Delta$ Selic Real	-3,627 **	-4,007 ***
$\Delta$ Selic Real Focus	-3,013 *	-3,637 ***
$\Delta$ LTN Real Focus	-3,218 *	-2,934 ***
$\Delta$ NTN-B	-3,724 **	-2,357 **
$\Delta$ NTN-F Real Focus	-1,820	-0,827
$\Delta$ UST 5yr Real	-5,644 ***	-4,904 ***
$\Delta$ UST 10yr Real	-5,383 ***	-5,271 ***
$\Delta$ UST 30yr Real	-2,095	-2,009 *
$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	-4,067 ***	-6,117 ***
$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	-6,093 ***	-5,638 ***
$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	-5,672 ***	-5,053 ***
$\Delta$ PIB	-4,378 ***	-3,736 ***
$\Delta$ PIB Focus CP	-3,237 **	-3,689 ***
$\Delta$ PIB Focus LP	-3,948 ***	-1,115

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$

Fonte: o Autor

#### 4.4 Modelos testados

Considerando que os testes ADF-GLS mostram que as séries são  $I(1)$ , uma das metodologias adequadas para testar o modelo genérico expresso pela equação (4.3) é a utilização de modelos de primeira diferença (Granger & Newbold, 1974; Wooldridge, 2009).

Os coeficientes estimados pelos modelos de primeira diferença são os mesmos estimados pelos modelos em nível, com a vantagem de eliminar os resultados espúrios gerados por modelos em nível baseados em variáveis I(1), porém com a desvantagem de não permitir a estimativa do nível do intercepto.

Tendo como base a equação (4.3):

$$EP_t = \mu + \varphi Rf_t + (-\gamma)g_t + e_t \quad (4.3)$$

Pode-se subtrair a Equação (4.7):

$$EP_{t-1} = \mu + \varphi Rf_{t-1} + (-\gamma)g_{t-1} + e_{t-1} \quad (4.7)$$

Resultando na Equação (4.8):

$$\Delta EP_t = \alpha + \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + u_t \quad (14) \quad (4.8)$$

Sendo que espera-se que  $\alpha=0$ , dado que  $\mu$  se cancela. Assim, formulam-se hipóteses adicionais:

#### **Teste de hipóteses 4**

H<sub>40</sub>:  $\alpha = 0$  (resultado esperado)

H<sub>41</sub>:  $\alpha$  é diferente de 0

Os modelos testados utilizam como base a Equação (4.8) e incluem todas as combinações possíveis de variáveis explicativas as quais incluam (i) uma variável explicativa representando

a taxa livre de risco ( $R_f$ ) e (ii) uma variável explicativa representando a taxa de crescimento na perpetuidade ( $g$ ).

Testam-se, para fins ilustrativos, modelos univariados, ou seja, com inclusão de apenas uma variável como medida de  $g$  ou uma variável como medida de  $R_f$ .

Considerando a heterogeneidade das taxas livres de risco utilizadas para a precificação de ativos no Brasil (Garran, 2007; Martelanc et al., 2005), analisa-se a hipótese de que tanto as taxas locais como as internacionais tenham influência sobre o custo de capital implícito no país.

Portanto, testam-se também combinações plausíveis utilizando duas variáveis simultaneamente para  $R_f$ , uma proveniente do mercado local e outra proveniente do mercado dos EUA, criando uma taxa livre de risco média ponderada, conforme Equação (4.9):

$$\Delta EP_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + (-\gamma) \Delta g_t + u_t \quad (4.9)$$

O teste conjunto de variáveis locais e internacionais permite verificar se a soma dos coeficientes  $\varphi_1$  e  $\varphi_2$  é igual a 1, resultado esperado, no qual tais coeficientes representariam os pesos para uma taxa livre de risco média ponderada. Realiza-se, então, o teste de hipóteses 5:

### **Teste de hipóteses 5**

H5<sub>0</sub>:  $\varphi_1 + \varphi_2 = 1$  (resultado esperado)

H5<sub>1</sub>:  $\varphi_1 + \varphi_2$  é diferente de 1

Sendo assim, são testados 55 modelos, tendo em vista que testam-se 10 variáveis como medida de  $R_f$  e 3 variáveis como medida de  $g$  tanto para os modelos univariados como para os bivariados e que testam-se 12 modelos trivariados adicionais. A Tabela 7 resume os modelos testados.

**Tabela 7: Resumo dos modelos testados**

<b>Tipo</b>	<b>Quantidade de modelos</b>
<b>Univariados</b>	13, ou seja, 10 para Rf e 3 para g
<b>Bivariados</b>	30, ou seja, 10x3
<b>Trivariados</b>	12, sendo escolhidas 4 variáveis para Rf local, 1 variável para Rf internacional e 3 variáveis para g

Fonte: o Autor

Como teste de robustez, os modelos bivariados e trivariados são também testados com inclusão de variável de controle representando a potencial influência da adoção do padrão contábil internacional pelas empresas brasileiras, IFRS, conforme identificado por Silva (2013).

Testam-se os modelos com quatro alternativas para as variáveis relacionadas à implementação do IFRS no Brasil. Por um lado, objetiva-se controlar pelo potencial efeito informacional, ou seja, melhoria da qualidade da informação contábil divulgada aos investidores, conforme defendido por Silva (2013). Por outro, controla-se pelo efeito contábil, de alteração do lucro divulgado devido às novas práticas contábeis. Utilizam-se modelos com as variáveis IFRS em nível e em primeira diferença para cada uma das duas alternativas, resultando em quatro variáveis de controle testadas individualmente.

Para cada uma das variáveis são testados 42 modelos, 30 bivariados e 12 trivariados, totalizando 168 modelos adicionais;

Mais formalmente, os modelos adicionais testados apresentam as seguintes estruturas:

$$\Delta EP_t = \alpha + \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS_t + u_t \quad (4.10)$$

$$\Delta EP_t = \alpha + \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS_t + u_t \quad (4.11)$$

$$\begin{aligned} \Delta EP_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + (-\gamma) \Delta g_t \\ + \iota IFRS_t + u_t \end{aligned} \quad (4.12)$$

$$\begin{aligned} \Delta EP_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + (-\gamma) \Delta g_t \\ + \iota \Delta IFRS_t + u_t \end{aligned} \quad (4.13)$$



## 5. RESULTADOS

### 5.1 Estatísticas descritivas

#### 5.1.1 Médias e variâncias

A Tabela 8 mostra estatísticas descritivas para as variáveis em nível. Conforme esperado, a variável EP apresentou-se superior às medidas para a taxa livre de risco, sugerindo a existência de um prêmio pelo risco de mercado positivo. As taxas locais mostraram variâncias superiores às internacionais, também conforme esperado. Algumas delas apresentaram, inclusive, variância superior à variável EP.

**Tabela 8: Médias e variâncias das variáveis em nível**

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
<b>EP</b>	9,96%	2,64%	6,42%	15,77%
<b>LTN Real Focus</b>	7,44%	3,31%	1,87%	14,01%
<b>NTN-F Real Focus</b>	8,05%	2,69%	2,72%	13,12%
<b>Selic Real</b>	7,07%	3,92%	1,49%	15,18%
<b>Selic Real Focus</b>	6,37%	1,82%	2,98%	10,14%
<b>UST 5yr Real</b>	0,85%	1,15%	-1,49%	2,59%
<b>UST 10yr Real</b>	1,40%	0,92%	-0,77%	2,65%
<b>UST 30yr Real</b>	1,92%	0,63%	0,41%	2,81%
<b>UST 5yr EMBI Real</b>	3,62%	1,87%	0,16%	7,88%

<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<b>UST 10yr EMBI Real</b>	4,17%	1,75%	0,86%	8,60%
<b>UST 30yr EMBI Real</b>	4,69%	1,50%	1,94%	8,61%
<b>PIB Focus CP</b>	3,73%	0,95%	0,64%	5,79%
<b>PIB Focus LP</b>	3,93%	0,54%	3,13%	5,18%
<b>PIB</b>	3,86%	2,23%	-1,39%	7,56%

Fonte: o Autor

A Tabela 9 mostra as mesmas estatísticas para as variáveis em primeira diferença. Nenhuma das variáveis apresentou média estatisticamente diferente de zero.

**Tabela 9: Médias e variâncias das variáveis em primeira diferença**

<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>Média/Desvio- Padrão</b>
$\Delta EP$	-0,22%	1,47%	-3,57%	3,52%	-0,06
$\Delta LTN Real Focus$	-0,22%	0,94%	-2,03%	1,99%	-0,11
$\Delta NTN-F Real Focus$	-0,19%	0,95%	-1,98%	2,16%	-0,09
$\Delta Selic Real$	-0,20%	1,37%	-3,01%	2,35%	-0,09
$\Delta Selic Real Focus$	-0,17%	0,64%	-1,66%	1,24%	-0,13
$\Delta UST 5yr Real$	-0,07%	0,48%	-0,94%	1,30%	-0,06
$\Delta UST 10yr Real$	-0,07%	0,36%	-0,71%	0,77%	-0,10
$\Delta UST 30yr Real$	-0,04%	0,26%	-0,73%	0,49%	-0,09

<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>Média/Desvio-Padrão</b>
<b>ΔUST 5yr EMBI Real</b>	-0,16%	0,84%	-2,14%	2,33%	-0,07
<b>ΔUST 10yr EMBI Real</b>	-0,16%	0,73%	-2,14%	1,80%	-0,09
<b>ΔUST 30yr EMBI Real</b>	-0,13%	0,66%	-1,63%	1,49%	-0,09
<b>ΔPIB Focus CP</b>	-0,01%	0,68%	-1,77%	1,80%	0,00
<b>ΔPIB Focus LP</b>	0,00%	0,36%	-0,81%	1,10%	0,00
<b>ΔPIB</b>	-0,01%	1,27%	-2,24%	2,83%	0,00

Fonte: o Autor

### 5.1.2 Matrizes de correlação

As variáveis em nível apresentaram correlações elevadas entre si quando esperado, ou seja, entre as medidas para a taxa livre de risco e entre as medidas para crescimento. As correlações entre as medidas para a taxa livre de risco são superiores entre as medidas locais, como, por exemplo, entre Selic Real Focus e LTN Real Focus, conforme esperado. As correlações entre as medidas para crescimento e as medidas para a taxa livre de risco são baixas e substancialmente inferiores em módulo, o qual está em torno de 20%. Tais resultados são apresentados na Tabela 10.

**Tabela 10: Matriz de correlações para as variáveis em nível**

	EP Medio	LTN Real Focus	NTN- F Real Focus	Selic Real Focus	Selic Real Focus	UST 5yr Real	UST 10yr Real	UST 30yr Real	UST 5yr EMBI Real	UST 10yr EMBI Real	UST 30yr EMBI Real	PIB Focus CP	PIB Focus LP	PIB
<b>EP Medio</b>	1,00													
<b>LTN Real Focus</b>	0,64	1,00												
<b>NTN-F Real Focus</b>	0,62	0,90	1,00											
<b>Selic Real</b>	0,61	0,97	0,83	1,00										
<b>Selic Real Focus</b>	0,62	0,96	0,95	0,92	1,00									
<b>UST 5yr Real</b>	0,17	0,65	0,63	0,63	0,67	1,00								
<b>UST 10yr Real</b>	0,21	0,63	0,69	0,59	0,69	0,97	1,00							
<b>UST 30yr Real</b>	0,11	0,46	0,59	0,44	0,56	0,87	0,94	1,00						
<b>UST 5yr EMBI Real</b>	0,68	0,78	0,84	0,71	0,78	0,77	0,80	0,68	1,00					
<b>UST 10yr EMBI Real</b>	0,73	0,74	0,85	0,66	0,76	0,68	0,74	0,65	0,99	1,00				
<b>UST 30yr EMBI Real</b>	0,76	0,67	0,81	0,59	0,69	0,56	0,64	0,60	0,94	0,98	1,00			
<b>PIB Focus CP</b>	-0,36	-0,13	0,02	-0,22	0,01	-0,09	-0,01	0,03	-0,29	-0,25	-0,28	1,00		
<b>PIB Focus LP</b>	-0,23	-0,21	-0,11	-0,30	-0,14	-0,15	-0,06	0,05	-0,28	-0,23	-0,21	0,73	1,00	
<b>PIB</b>	0,07	0,34	0,33	0,25	0,32	0,23	0,27	0,32	0,16	0,16	0,16	0,37	0,68	1,00

Fonte: o Autor

As correlações entre as variáveis em primeira diferença, utilizadas nos modelos econométricos, são inferiores às anteriormente apresentadas, conforme apresentado na Tabela 11. As correlações entre as medidas para taxa livre de risco e as medidas para

crescimento são próximas a zero, assim como as correlações entre as taxas locais e as taxas internacionais, indicando baixa multicolinearidade entre as variáveis que são utilizadas simultaneamente nos modelos.

**Tabela 11: Matriz de correlações para as variáveis em primeira diferença**

	$\Delta EP$ Medio	$\Delta LTN$ Real Focus	$\Delta NTN-F$ Real Focus	$\Delta Selic$ Real Focus	$\Delta Selic$ Real Focus	$\Delta UST$ 5yr Real	$\Delta UST$ 10yr Real	$\Delta UST$ 30yr Real	$\Delta UST$ 5yr EMBI Real	$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	$\Delta UST$ 30yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus CP	$\Delta PIB$ Focus LP	$\Delta PIB$
$\Delta EP$ Medio	1,00													
$\Delta LTN$ Real Focus	0,44	1,00												
$\Delta NTN-F$ Real Focus	-0,04	0,32	1,00											
$\Delta Selic$ Real	0,41	0,84	0,19	1,00										
$\Delta Selic$ Real Focus	0,18	0,48	0,50	0,54	1,00									
$\Delta UST$ 5yr Real	0,11	0,07	0,05	0,18	0,12	1,00								
$\Delta UST$ 10yr Real	-0,02	0,01	0,17	0,11	0,16	0,93	1,00							
$\Delta UST$ 30yr Real	-0,16	-0,05	0,30	0,09	0,30	0,58	0,75	1,00						
$\Delta UST$ 5yr EMBI Real	0,54	0,25	0,23	0,14	-0,02	0,58	0,45	0,12	1,00					
$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	0,53	0,24	0,31	0,10	-0,03	0,47	0,39	0,12	0,98	1,00				
$\Delta UST$ 30yr EMBI Real	0,54	0,25	0,38	0,09	0,00	0,24	0,18	0,12	0,89	0,95	1,00			
$\Delta PIB$ Focus CP	-0,39	-0,02	0,28	-0,04	0,31	0,01	0,13	0,18	-0,25	-0,23	-0,25	1,00		
$\Delta PIB$ Focus LP	-0,10	0,16	0,20	-0,01	0,04	0,06	0,15	0,11	-0,01	0,02	-0,02	0,46	1,00	
$\Delta PIB$	0,23	0,41	0,18	0,20	0,20	0,06	0,05	0,08	0,09	0,08	0,10	0,16	0,59	1,00

Fonte: o Autor

### 5.1.3 Tamanho da amostra

O total de empresas utilizadas neste estudo foi de 567, incluindo empresas que passaram a ser listadas ou que deixaram de existir no período, evitando viés de sobrevivência. O número médio de empresas ativas e com informações disponíveis (capitalização de mercado e lucro líquido) foi de 197, o qual se reduz a 176 após exclusão dos *outliers*, conforme apresenta a Tabela 12.

**Tabela 12: Tamanho da amostra utilizada para cálculo de EP**

---

<b>Trimeste</b>	<b>n - total</b>	<b>n após exclusões</b>
1T2004	140	125
2T2004	139	124
3T2004	155	139
4T2004	201	179
1T2005	161	143
2T2005	148	132
3T2005	153	137
4T2005	186	166
1T2006	147	131
2T2006	148	132
3T2006	148	132
4T2006	197	177
1T2007	172	154
2T2007	183	163
3T2007	187	167
4T2007	247	221
1T2008	216	194

---

<b>Trimeste</b>	<b>n - total</b>	<b>n após exclusões</b>
2T2008	226	202
3T2008	206	184
4T2008	217	194
1T2009	189	169
2T2009	193	173
3T2009	202	180
4T2009	254	228
1T2010	240	215
2T2010	238	213
3T2010	239	214
4T2010	249	223
1T2011	244	218
2T2011	244	218
3T2011	231	207
4T2011	240	215
1T2012	223	199
2T2012	216	194
3T2012	213	191
4T2012	102	90
<b>Média</b>	<b>197</b>	<b>176</b>

---

Fonte: o Autor

## 5.2 Resultados e análise

### 5.2.1 Modelos univariados

#### 5.2.1.1 Modelos univariados com variáveis para Rf

Nos modelos univariados, os coeficientes  $\varphi$ , para Rf, são significativos para as variáveis Selic Real, LTN Real Focus, UST 5yr EMBI Real, UST 10yr EMBI Real, e UST 30yr EMBI Real. Os coeficientes  $\varphi$  não foram estatisticamente diferentes de 1 para as variáveis UST 5yr EMBI Real, UST 10yr EMBI Real, e UST 30yr EMBI Real. Os modelos com tais variáveis foram também os com maior poder explicativo, com  $R^2$  próximo a 0,30, sendo que o  $R^2$  de nenhum dos demais modelos supera 0,19. Tais resultados, apresentados na Tabela 13, são ilustrativos – análises mais detalhadas serão desenvolvidas para os modelos bivariados.

**Tabela 13: Modelos univariados em primeira diferença para Rf**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]			R <sup>2</sup>	Obs.
		$\varphi$	$\varphi-1$	$\alpha$		
1	$\Delta$ Selic Real	0,445** (2,658) [0,0119]	-0,555*** (-3,315) [0,001]	-0,00133 (-0,581) [0,565]	0,172	36
2	$\Delta$ Selic Real Focus	0,411 (1,064) [0,295]	-0,589*** (-1,525) [0,068]	-0,00154 (-0,609) [0,547]	0,032	36



$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual.

Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]			R <sup>2</sup>	Obs.
		$\varphi$	$\varphi-1$	$\alpha$		
3	$\Delta$ LTN Real Focus	0,682*** (2,820) [0,00796]	-0,318*** (-1,315) [0,099]	-0,000739 (-0,321) [0,750]	0,190	36
4	$\Delta$ NTN-B	0,315 (0,872) [0,389]	-0,685*** (-1,896) [0,033]	-0,00166 (-0,655) [0,517]	0,022	36
5	$\Delta$ UST 5yr Real	0,346 (0,662) [0,513]	-0,654 (-1,251) [0,11]	-0,00197 (-0,788) [0,436]	0,013	36
6	$\Delta$ UST 10yr Real	-0,0970 (-0,138) [0,891]	-1,09*** (-1,671) [0,052]	-0,00229 (-0,902) [0,374]	0,001	36
7	$\Delta$ UST 30yr Real	-0,934 (-0,972) [0,338]	-1,93*** (-2,017) [0,026]	-0,00262 (-1,054) [0,299]	0,027	36
8	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	0,944*** (3,715) [0,000726]	-0,056 (-0,22) [0,414]	-0,000727 (-0,341) [0,736]	0,289	36
9	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	1,056*** (3,618) [0,000952]	0,056 (0,192) [0,576]	-0,000527 (-0,244) [0,809]	0,278	36
10	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	1,197*** (3,709) [0,000738]	0,197 (0,61) [0,727]	-0,000667 (-0,311) [0,757]	0,288	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]			R <sup>2</sup>	Obs.
		$\varphi$	$\varphi-1$	$\alpha$		

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

### 5.2.1.2 Modelos univariados com variáveis para g

A Tabela 14 mostra os resultados para os modelos os quais utilizam as medidas para a taxa esperada para o crescimento na perpetuidade como variável explicativa. Em tais modelos, o coeficiente  $-\gamma$ , para g, foi significativo apenas para a variável  $\Delta$ PIB Focus CP, estando dentro do intervalo esperado [-1;0]. O poder explicativo foi inferior ao dos modelos utilizando exclusivamente variáveis para Rf, com R<sup>2</sup> próximo a 0,15, contra níveis próximos a 0,30 dos anteriores. Novamente, tais resultados são ilustrativos – análises mais detalhadas serão desenvolvidas para os modelos bivariados.

**Tabela 14: Modelos univariados em primeira diferença para g**

$$\Delta EP_t = (-\gamma)\Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]		R <sup>2</sup>	Obs.
		$-\gamma$	$\mu$		

$$\Delta EP_t = (-\gamma)\Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]		R <sup>2</sup>	Obs.
11	$\Delta$ PIB	0,263 (1,364) [0,181]	-0,00220 (-0,907) [0,371]	0,052	36
12	$\Delta$ PIB Focus CP	0,840** (-2,445) [0,0198]	-0,00228 (-0,995) [0,327]	0,150	36
13	$\Delta$ PIB Focus LP	-0,422 (-0,600) [0,552]	-0,00220 (-0,889) [0,380]	0,010	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

## 5.2.2 Modelos Bivariados

### 5.2.2.1 Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g

Os resultados para os modelos bivariados são qualitativamente similares aos resultados apresentados para os modelos univariados, com conclusões similares quanto à significância estatística dos coeficientes.

Os coeficientes  $\varphi$ , para as variáveis que medem  $R_f$ , foram significativos e positivos para os modelos que utilizaram as variáveis Selic Real, LTN Real Focus, UST 5yr EMBI Real, UST 10yr EMBI Real, e UST 30yr EMBI Real, já significativas individualmente, e também para o modelo que utilizou a variável Selic Real Focus, a qual não era significativa individualmente, confirmando o resultado esperado de rejeição da hipótese  $H1_0$ .

Os coeficientes das variáveis baseadas exclusivamente em *yields* de bônus soberanos dos EUA (UST 5yr Real, UST 10yr Real, e UST 30yr Real) mostraram-se não significativos, enquanto tais variáveis adicionadas do prêmio pelo risco Brasil, representando *yields* de títulos soberanos emitidos pelo Brasil denominados em USD (UST 5yr EMBI Real, UST 10yr EMBI Real, e UST 30yr EMBI Real), mostraram-se os mais significativos. Além disso, os coeficientes das variáveis UST EMBI não se mostraram significativamente diferentes de 1, confirmando o resultado esperado de não rejeição da hipótese  $H2_0$ .

Os resultados mostram, também, relevância econômica superior dos modelos baseados nas variáveis UST EMBI, as quais apresentaram coeficientes superiores aos das variáveis utilizadas como medidas para a taxa livre de risco local.

Os coeficientes  $-\gamma$ , para PIB Focus CP, foram significativos e negativos em todos os modelos. Sua significância foi mais forte nos modelos os quais utilizam medidas para  $R_f$  oriundas do mercado local e permaneceu em níveis próximos a 5% para os modelos utilizando as variáveis UST 5yr EMBI Real, UST 10yr EMBI Real, e UST 30yr EMBI Real. Tal diminuição de significância pode dever-se ao maior poder explicativo das variáveis UST mencionadas. Referidos resultados confirmam o resultado esperado de rejeição da hipótese da hipótese  $H3_0$ .

Os interceptos  $\alpha$  não foram significativamente diferentes de 0 em qualquer dos modelos testados, confirmando o resultado esperado de não rejeição da hipótese  $H4_0$ .

O poder explicativo dos modelos bivariados foi superior aos dos modelos univariados, indicando, conforme esperado, que as variáveis Rf e g têm conteúdo explicativo complementar. Os modelos com maior poder explicativo foram aqueles que utilizam as variáveis UST EMBI, as quais também foram as variáveis com coeficiente  $\varphi$  não significativamente diferentes de 1, reforçando a robustez de referidos modelos.

Tais resultados são apresentados na Tabela 15.

**Tabela 15: Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$-\gamma$	$\alpha$		
14	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus CP	0,429*** (2,759) [0,00939]	-0,571*** (-3,672) [0]	-0,804** (-2,557) [0,0153]	-0,00142 (-0,670) [0,507]	0,309	36
15	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	0,759** (2,088) [0,0446]	-0,241 (-0,663) [0,256]	-1,063*** (-3,085) [0,00410]	-0,00104 (-0,461) [0,648]	0,249	36
16	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	0,670*** (3,007) [0,00501]	-0,33*** (-1,481) [0,074]	-0,821** (-2,658) [0,0120]	-0,000826 (-0,390) [0,699]	0,332	36
17	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus CP	0,556 (1,640) [0,110]	-0,444*** (-1,31) [0,099]	-0,982*** (-2,837) [0,00773]	-0,00131 (-0,566) [0,576]	0,214	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$-\gamma$	$\alpha$		
18	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	0,364 (0,744) [0,462]	-0,636 (-1,3) [0,101]	-0,843** (-2,439) [0,0203]	-0,00202 (-0,865) [0,393]	0,164	36
19	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	0,111 (0,168) [0,868]	-0,889*** (-1,346) [0,094]	-0,847** (-2,411) [0,0216]	-0,00220 (-0,925) [0,362]	0,150	36
20	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	-0,557 (-0,604) [0,550]	-1,55*** (-1,702) [0,049]	-0,801** (-2,274) [0,0296]	-0,00252 (-1,073) [0,291]	0,159	36
21	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	0,827*** (3,270) [0,00252]	-0,173 (-0,684) [0,249]	-0,588* (-1,882) [0,0687]	-0,000957 (-0,463) [0,646]	0,358	36
22	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	0,928*** (3,225) [0,00284]	-0,072 (-0,25) [0,402]	-0,612* (-1,961) [0,0584]	-0,000778 (-0,373) [0,711]	0,353	36
23	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	1,046*** (3,247) [0,00268]	0,046 (0,143) [0,556]	-0,582* (-1,857) [0,0723]	-0,000906 (-0,438) [0,665]	0,355	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

### 5.2.2.2 Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus LP como medida para g

Conforme mostra a Tabela 16, os coeficientes  $\gamma$  mostraram-se não significativos em todos os modelos baseados na variável PIB Focus LP como medida para g. Apesar de tal resultado ser, a princípio, contraintuitivo, dado que se espera que a projeção de longo prazo reflita melhor o crescimento na perpetuidade, comenta-se que a variável PIB Focus LP apresenta variância próxima a um quarto da variância de PIB Focus LP, o que pode reduzir seu poder explicativo. De fato, empiricamente observa-se que as projeções Focus de longo prazo tendem a ser estáveis.

Os coeficientes  $\varphi$  foram similares aos dos modelos univariados para Rf e aos dos modelos bivariados utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g. Os coeficientes R<sup>2</sup> foram similares aos dos modelos univariados para Rf, mostrando que a variável PIB Focus LP adicionou pouco poder explicativo. Os coeficientes  $\alpha$  mostraram-se não significativos.

**Tabela 16: Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus LP como medida para g**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$\gamma$	$\alpha$		
24	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus LP	0,444** (2,626) [0,0130]	-0,556*** (-3,288) [0,001]	-0,402 (-0,620) [0,540]	-0,00131 (-0,569) [0,573]	0,182	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$\gamma$	$\alpha$		
25	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	0,422 (1,081) [0,288]	-0,578*** (-1,481) [0,074]	-0,454 (-0,647) [0,522]	-0,00150 (-0,589) [0,560]	0,044	36
26	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	0,724*** (2,970) [0,00551]	-0,276 (-1,132) [0,133]	-0,719 (-1,120) [0,271]	-0,000615 (-0,268) [0,790]	0,219	36
27	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus LP	0,330 (0,905) [0,372]	-0,67*** (-1,837) [0,037]	-0,463 (-0,656) [0,517]	-0,00162 (-0,630) [0,533]	0,034	36
28	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	0,368 (0,696) [0,491]	-0,632 (-1,195) [0,12]	-0,454 (-0,639) [0,527]	-0,00193 (-0,767) [0,449]	0,025	36
29	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	-0,0353 (-0,0492) [0,961]	-1,03*** (-1,689) [0,05]	-0,417 (-0,578) [0,567]	-0,00223 (-0,867) [0,392]	0,011	36
30	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	-0,880 (-0,900) [0,374]	-1,88*** (-1,923) [0,031]	-0,352 (-0,496) [0,623]	-0,00259 (-1,027) [0,312]	0,034	36
31	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	0,942*** (3,678) [0,000830]	-0,058 (-0,226) [0,411]	-0,401 (-0,668) [0,509]	-0,000712 (-0,331) [0,743]	0,298	36
32	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	1,060***	0,06	-0,466	-0,000499	0,291	36



$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$\gamma$	$\alpha$		
			(3,611) [0,000998]	(0,204) [0,58]	(-0,771) [0,446]	(-0,229) [0,820]		
33	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	1,194*** (3,667) [0,000856]	0,194 (0,596) [0,722]	-0,389 (-0,646) [0,523]	-0,000653 (-0,303) [0,764]	0,297	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

### 5.2.2.3 Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g

Os coeficientes  $\gamma$  mostraram-se não significativos em todos os modelos baseados na variável PIB como medida para g. Tal resultado indica que o crescimento passado tem pouca influência sobre os *earnings yields* e custo de capital das empresas.

Os coeficientes  $\varphi$  foram similares aos dos modelos univariados para Rf e aos dos modelos bivariados utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g. Os coeficientes R<sup>2</sup> foram similares aos dos modelos univariados para Rf, mostrando que a variável PIB adicionou pouco poder explicativo. Os coeficientes  $\alpha$  mostraram-se não significativos, conforme apresenta a Tabela 17.

**Tabela 17: Modelos bivariados em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$\gamma$	$\alpha$		
34	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB	0,413** (2,416) [0,0214]	-0,587*** (-3,434) [0,001]	0,176 (0,959) [0,345]	-0,00138 (-0,602) [0,551]	0,194	36
35	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB	0,321 (0,820) [0,418]	-0,679*** (-1,735) [0,046]	0,231 (1,172) [0,250]	-0,00167 (-0,663) [0,512]	0,071	36
36	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB	0,643** (2,398) [0,0223]	-0,357*** (-1,331) [0,096]	0,0700 (0,354) [0,725]	-0,000817 (-0,349) [0,729]	0,193	36
37	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB	0,269 (0,749) [0,459]	-0,731*** (-2,035) [0,025]	0,248 (1,274) [0,211]	-0,00172 (-0,684) [0,498]	0,068	36
38	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB	0,305 (0,589) [0,560]	-0,695*** (-1,342) [0,094]	0,256 (1,313) [0,198]	-0,00198 (-0,800) [0,429]	0,062	36
39	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB	-0,141	-1,14***	0,265	-0,00230	0,053	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha + u_t$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf representa medidas para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
			$\varphi$	$\varphi-1$	$\gamma$	$\alpha$		
			(-0,203) [0,841]	(-1,653) [0,054]	(1,353) [0,185]	(-0,917) [0,366]		
40	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB	-1,041 (-1,098) [0,280]	-2,04*** (-2,154) [0,019]	0,280 (1,451) [0,156]	-0,00265 (-1,081) [0,287]	0,085	36
41	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	0,916*** (3,621) [0,000972]	-0,084 (-0,332) [0,371]	0,210 (1,262) [0,216]	-0,000755 (-0,357) [0,724]	0,322	36
42	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	1,025*** (3,531) [0,00125]	0,025 (0,086) [0,534]	0,213 (1,275) [0,211]	-0,000560 (-0,261) [0,796]	0,312	36
43	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	1,158*** (3,595) [0,00105]	0,158 (0,491) [0,687]	0,203 (1,218) [0,232]	-0,000701 (-0,330) [0,744]	0,319	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

### 5.2.3 Modelos em primeira diferença com três variáveis explicativas

Os modelos com três variáveis explicativas, apresentados na Tabela 18, incluem uma das quatro medidas para Rf no mercado brasileiro (Selic Real, Selic Real Focus, LTN Real Focus e NTN-B) em conjunto com uma medida para Rf no mercado dos EUA (UST 10yr EMBI Real, representando títulos soberanos brasileiros denominados em USD). A seleção de apenas uma taxa do mercado dos EUA deve-se ao fato de haver correlações médias próximas a 95% entre UST 5yr EMBI Real, UST 10yr EMBI Real e UST 30yr EMBI Real. A utilização dos títulos de 10 anos é coerente, por exemplo, com Claus and Thomas (2001) e Gebhardt et al. (2001).

As medidas para Rf locais mostraram fornecer informação complementar a UST 10 yr EMBI Real, sendo significativas em conjunto e gerando modelos com maior poder explicativo quando comparados aos modelos bivariados. O modelo com maior poder explicativo, com R<sup>2</sup> de 0,48, foi o que utiliza a Selic Real como medida para Rf local e a variável PIB Focus CP como medida para g.

**Tabela 18: Modelos em primeira diferença com três variáveis explicativas**

coeficientes, (t de Student) e [p-valor]

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf<sub>1</sub> representa medidas internacionais para o retorno do ativo livre de risco anual. Rf<sub>2</sub> representa medidas locais para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Variáveis	Modelos											
	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55
$\Delta$ Selic Real	0,387*** (2,823) [0,00811]				0,391** (2,700) [0,0110]				0,368** (2,502) [0,0176]			
$\Delta$ Selic Real Focus		0,709** (2,220) [0,0336]				0,455 (1,370) [0,180]				0,374 (1,111) [0,275]		
$\Delta$ LTN Real Focus			0,529**				0,554**				0,469*	

coeficientes, (t de Student) e [p-valor]

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf<sub>1</sub> representa medidas internacionais para o retorno do ativo livre de risco anual. Rf<sub>2</sub> representa medidas locais para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Variáveis	Modelos											
	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55
			(2,526)				(2,491)				(1,917)	
			[0,0167]				[0,0181]				[0,0642]	
$\Delta$ NTN-B				0,334				0,140				0,0906
				(1,056)				(0,436)				(0,285)
				[0,299]				[0,666]				[0,777]
$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	0,860***	0,899***	0,759***	0,852***	0,988***	1,071***	0,892***	1,038***	0,967***	1,038***	0,900***	1,010***
	(3,274)	(3,302)	(2,761)	(2,876)	(3,653)	(3,695)	(3,172)	(3,439)	(3,577)	(3,588)	(3,140)	(3,386)
	[0,00255]	[0,0024]	[0,0095]	[0,00711]	[0,0009]	[0,0008]	[0,0033]	[0,0016]	[0,0011]	[0,0011]	[0,0036]	[0,00189]
$\Delta$ PIB Focus CP	-0,597**	-0,828**	-0,639**	-0,716**								
	(-2,104)	(-2,665)	(-2,206)	(-2,192)								
	[0,0433]	[0,0120]	[0,0347]	[0,0358]								
$\Delta$ PIB Focus LP					-0,446	-0,501	-0,686	-0,482				
					(-0,805)	(-0,839)	(-1,207)	(-0,787)				
					[0,427]	[0,408]	[0,236]	[0,437]				
$\Delta$ PIB									0,139	0,176	0,0786	0,209
									(0,877)	(1,034)	(0,448)	(1,227)
									[0,387]	[0,309]	[0,657]	[0,229]
A	-0,000112	0,000331	9,94e-05	-0,000317	0,000165	0,000270	0,000444	-0,000288	7,87e-05	7,68e-05	0,000247	-0,000423
	(-0,0588)	(0,163)	(0,0506)	(-0,149)	(0,0823)	(0,122)	(0,215)	(-0,127)	(0,0392)	(0,0347)	(0,117)	(-0,190)
	[0,953]	[0,872]	[0,960]	[0,882]	[0,935]	[0,904]	[0,831]	[0,899]	[0,969]	[0,973]	[0,907]	[0,851]
Observations	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
R-squared	[0,482]	[0,440]	[0,461]	[0,375]	[0,422]	[0,330]	[0,406]	[0,295]	[0,425]	[0,337]	[0,383]	[0,314]

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

Fonte: o Autor

A seguir, testa-se a hipótese  $H_{50}$ , ou seja, de que  $\varphi_1 + \varphi_2 = 1$ , cujos resultados são apresentados na Tabela 19. Para tanto, testa-se  $\varphi_1 + \varphi_2 - 1 = 0$ . Conforme esperado, não foi possível rejeitar a hipótese de que  $\varphi_1 + \varphi_2 = 1$ , ou seja, a utilização de duas medidas para Rf leva a uma taxa livre de risco média ponderada entre as taxas locais e internacionais.

**Tabela 19: Resultados para os testes de hipóteses 5**

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + (-\gamma) \Delta g_t + \alpha$$

EP é relação lucro líquido anual sobre valor de mercado das ações. Rf<sub>1</sub> representa medidas internacionais para o retorno do ativo livre de risco anual. Rf<sub>2</sub> representa medidas locais para o retorno do ativo livre de risco anual. g representa medidas para a taxa de crescimento na perpetuidade. Dados trimestrais entre 2004 e 2012.

Variáveis	Modelos											
	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55
$\varphi_1$ - Coeficiente	0,860	0,899	0,759	0,852	0,988	1,071	0,892	1,038	0,967	1,038	0,900	1,010
Erro padrão	0,263	0,272	0,275	0,296	0,270	0,290	0,281	0,302	0,270	0,289	0,287	0,298
$\varphi_2$ - Coeficiente	0,387	0,709	0,529	0,334	0,391	0,455	0,554	0,140	0,368	0,374	0,469	0,090
Erro padrão	0,137	0,319	0,209	0,316	0,145	0,332	0,222	0,321	0,147	0,337	0,245	0,316
$\varphi_1 + \varphi_2$	1,247	1,608	1,288	1,186	1,379	1,526	1,446	1,178	1,335	1,412	1,369	1,100
<b><math>\varphi_1 + \varphi_2 - 1</math></b>	<b>0,247</b>	<b>0,608</b>	<b>0,288</b>	<b>0,186</b>	<b>0,379</b>	<b>0,526</b>	<b>0,446</b>	<b>0,178</b>	<b>0,335</b>	<b>0,412</b>	<b>0,369</b>	<b>0,100</b>
Erro padrão	0,296	0,420	0,346	0,433	0,307	0,441	0,359	0,441	0,308	0,444	0,377	0,434
Estatística t	0,834	1,449	0,833	0,429	1,235	1,193	1,244	0,404	1,089	0,928	0,979	0,230
<b>p-valor</b>	<b>0,41</b>	<b>0,157</b>	<b>0,41</b>	<b>0,67</b>	<b>0,225</b>	<b>0,241</b>	<b>0,222</b>	<b>0,689</b>	<b>0,284</b>	<b>0,36</b>	<b>0,334</b>	<b>0,819</b>

Fonte: o Autor

### 5.3 Testes de robustez

Como testes de robustez, os modelos bivariados e trivariados foram controlados por quatro alternativas de variáveis utilizadas para medir o potencial efeito da implementação completa das normas contábeis internacionais no Brasil, IFRS.

Em nenhum dos modelos qualquer das quatro variáveis foi significativa – as estatísticas t dos coeficientes foram em módulo inferiores a 1,0, com p-valores em geral superiores a 40%. A significância dos demais coeficientes permaneceu inalterada, bem como os coeficientes permaneceram praticamente inalterados.

A Tabela 20 exemplifica os resultados obtidos, apresentando os modelos trivariados controlados pela variável IFRS informacional. Os resultados completos, para os 168 modelos, encontram-se no Apêndice deste trabalho.

**Tabela 20: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Informacional**

Coeficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \alpha IFRS_t + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138
$\Delta Selic Real$	0,385*** (2,767) 0,00946				0,387** (2,644) 0,0127				0,365** (2,456) 0,0199			
$\Delta Selic Real Focus$		0,710** (2,196) 0,0357				0,468 (1,399) 0,172				0,392 (1,153) 0,258		
$\Delta LTN Real Focus$			0,525** (2,463) 0,0195				0,545** (2,415) 0,0218				0,462* (1,872) 0,0707	

Coeficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \alpha IFRS + \epsilon_t$$

Variáveis	Modelos											
	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138
$\Delta NTN-B$				0,356 (1,105) 0,278				0,178 (0,543) 0,591				0,129 (0,396) 0,695
$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	0,868*** (3,249) 0,00279	0,911*** (3,291) 0,00250	0,768** (2,738) 0,0102	0,861*** (2,873) 0,00728	0,996*** (3,644) 0,000972	1,082*** (3,702) 0,000829	0,902*** (3,164) 0,00348	1,042*** (3,429) 0,00173	0,977*** (3,572) 0,00118	1,051*** (3,600) 0,00110	0,911*** (3,140) 0,00369	1,016*** (3,377) 0,00199
$\Delta PIB$ Focus CP	-0,579* (-1,987) 0,0558	-0,804** (-2,527) 0,0168	-0,624** (-2,093) 0,0446	-0,693** (-2,082) 0,0457								
$\Delta PIB$ Focus LP					-0,420 (-0,749) 0,459	-0,468 (-0,776) 0,443	-0,660 (-1,143) 0,262	-0,452 (-0,731) 0,470				
$\Delta PIB$									0,133 (0,832) 0,412	0,166 (0,966) 0,341	0,0741 (0,417) 0,679	0,199 (1,158) 0,256
IFRS Informacional	0,00147 (0,366) 0,717	0,00200 (0,478) 0,636	0,00123 (0,299) 0,767	0,00253 (0,568) 0,574	0,00256 (0,609) 0,547	0,00338 (0,751) 0,458	0,00226 (0,529) 0,601	0,00344 (0,736) 0,467	0,00259 (0,620) 0,540	0,00330 (0,737) 0,467	0,00260 (0,600) 0,553	0,00324 (0,701) 0,488
$\alpha$	- 0,000593 (-0,253) 0,802	- 0,000314 (-0,128) 0,899	- 0,000306 (-0,127) 0,900	-0,00110 (-0,432) 0,669	0,000682 (-0,277) 0,784	0,000819 (-0,307) 0,761	0,000314 (-0,124) 0,902	-0,00136 (-0,504) 0,618	- 0,000776 (-0,316) 0,754	- 0,000976 (-0,368) 0,715	- 0,000616 (-0,240) 0,812	-0,00143 (-0,536) 0,596
Obs	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
R <sup>2</sup>	0,485	0,444	0,462	0,382	0,429	0,342	0,411	0,307	0,432	0,349	0,390	0,324

\*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,10



## 6. ESTIMATIVA PARA O PRÊMIO PELO RISCO DE MERCADO EX-ANTE NO BRASIL

### 6.1 Metodologia

De forma similar aos estudos realizados por Gebhardt et al. (2001) e Fama and French (2002), pode-se estimar o prêmio pelo risco de mercado ex-ante ( $\mu$ ) como a diferença entre o custo de capital ex-ante e a taxa livre de risco. Mais formalmente, tendo como base a equação (4.3):

$$EP_t = \mu + \varphi Rf_t + (-\gamma)g_t + e_t \quad (4.3)$$

Desmembrando-se  $Rf$  em duas partes, conforme modelos com três variáveis explicativas, e isolando-se  $\mu$ , tem-se:

$$\mu = EP_t - \varphi_1 Rf_{1,t} - \varphi_2 Rf_{2,t} + \gamma g_t + e_t \quad (6.1)$$

Pode-se considerar que  $PRM_t$ , prêmio pelo risco de mercado ex-ante estimado no período  $t$ , é igual a  $\mu + e_t$ . Sendo assim:

$$PRM_t = EP_t - \varphi_1 Rf_{1,t} - \varphi_2 Rf_{2,t} + \gamma g_t \quad (6.2)$$

Pode-se estimar, também, o custo de implícito capital médio das empresas listadas brasileiras,  $k$ , com base na seguinte equação, assumindo-se que  $k = Rf_t + \mu + e_t$ :

$$k_t = EP_t + \gamma g_t \quad (6.3)$$

Para as estimativas de  $k$  e  $\mu$  considera-se o modelo com maior poder explicativo, ou seja, o modelo 44, o qual utiliza as variáveis UST 10yr EMBI Real, Selic Real e PIB Focus CP.

As estimativas para os coeficientes  $\varphi_1$  e  $\varphi_2$  são corrigidas para que  $\varphi_1 + \varphi_2 = 1$ , dado que se assume que o impacto da taxa livre de risco sobre o custo de capital implícito seja linear com coeficiente 1, conforme demais modelos para estimativa do custo de capital próprio e do prêmio pelo risco de mercado. Adicionalmente, os testes mostram que  $\varphi_1 + \varphi_2$  não é significativamente diferente de 1.

A correção dos coeficientes  $\varphi_1$  e  $\varphi_2$  é feita conforme as seguintes equações:

$$\varphi_{1,c} = \frac{\varphi_1}{\varphi_1 + \varphi_2} \quad (6.4)$$

$$\varphi_{2,c} = \frac{\varphi_2}{\varphi_1 + \varphi_2} \quad (6.5)$$

## 6.2 Resultados

Conforme modelo 44, utiliza-se  $\varphi_1 = 0,387$ ,  $\varphi_2 = 0,860$  e  $\gamma = 0,597$ , para as variáveis Selic Real, UST 10 yr EMBI Real e PIB Focus CP, respectivamente. Os coeficientes  $\varphi_1$  e  $\varphi_2$  são corrigidos conforme as equações (6.4) e (6.5), sendo que  $\varphi_{1,c} = 0,310$  e  $\varphi_{2,c} = 0,690$ . A taxa livre de risco média ponderada tem, portanto, contribuição de 31% da taxa livre de risco local, medida pela variável Selic Real, e de 69% da taxa livre de risco internacional, medida pela variável UST 10yr EMBI Real.

Os resultados apresentados na Tabela 21 indicam prêmio pelo risco de mercado ex-ante médio de 7,33% a.a. no mercado brasileiro, o qual mostrou-se estável ao longo do período de tempo analisado. O Custo de capital implícito ex-ante apresentou valor médio de 12,18% a.a., sendo notadamente decrescente no período.

**Tabela 21: Estimativas para o prêmio pelo risco ex-ante no Brasil e para o custo de capital implícito no Brasil**

Trimeste	$EP_t$	$\varphi_{1,c}\Delta Rf_{1,t} + \varphi_{2,c}\Delta Rf_{2,t}$	$\gamma g_t$	$PRM_t$	$k_t$
1T2004	14,44%	7,20%	2,12%	9,35%	16,55%
2T2004	15,01%	8,35%	2,10%	8,76%	17,11%
3T2004	13,83%	7,12%	2,27%	8,98%	16,09%
4T2004	12,81%	6,36%	2,16%	8,60%	14,97%
1T2005	12,82%	7,34%	2,21%	7,68%	15,03%
2T2005	15,77%	7,08%	1,94%	10,63%	17,71%
3T2005	13,08%	6,76%	2,08%	8,41%	15,16%
4T2005	11,80%	6,20%	2,06%	7,66%	13,86%
1T2006	10,06%	5,77%	2,10%	6,39%	12,16%
2T2006	9,51%	6,14%	2,16%	5,54%	11,67%
3T2006	9,33%	5,73%	2,03%	5,63%	11,36%
4T2006	8,14%	5,08%	2,04%	5,11%	10,19%
1T2007	7,39%	4,63%	2,20%	4,95%	9,58%
2T2007	6,42%	4,72%	2,55%	4,25%	8,96%
3T2007	6,49%	4,58%	2,67%	4,58%	9,15%
4T2007	6,42%	4,43%	2,68%	4,68%	9,10%
1T2008	7,15%	4,58%	2,67%	5,24%	9,83%

<b>Trimeste</b>	<b>EP<sub>t</sub></b>	<b><math>\varphi_{1,c}\Delta Rf_{1,t} + \varphi_{2,c}\Delta Rf_{2,t}</math></b>	<b><math>\gamma g_t</math></b>	<b>PRM<sub>t</sub></b>	<b>k<sub>t</sub></b>
2T2008	7,18%	4,70%	2,62%	5,10%	9,80%
3T2008	10,70%	5,99%	2,40%	7,10%	13,09%
4T2008	14,17%	6,35%	1,34%	9,17%	15,51%
1T2009	12,94%	5,53%	0,38%	7,79%	13,32%
2T2009	9,37%	4,73%	0,95%	5,59%	10,32%
3T2009	7,67%	4,29%	2,03%	5,41%	9,70%
4T2009	7,98%	4,07%	3,07%	6,99%	11,06%
1T2010	9,31%	4,08%	3,03%	8,26%	12,34%
2T2010	9,82%	4,30%	3,45%	8,97%	13,27%
3T2010	10,30%	3,68%	3,13%	9,75%	13,43%
4T2010	8,67%	3,69%	2,67%	7,65%	11,34%
1T2011	9,03%	3,66%	2,47%	7,85%	11,50%
2T2011	9,28%	3,43%	2,42%	8,27%	11,70%
3T2011	10,14%	3,58%	2,19%	8,75%	12,33%
4T2011	9,37%	2,75%	1,96%	8,58%	11,33%
1T2012	8,48%	2,44%	2,09%	8,13%	10,57%
2T2012	8,23%	2,21%	1,90%	7,92%	10,13%
3T2012	8,08%	1,62%	2,04%	8,50%	10,12%
4T2012	7,28%	1,52%	2,01%	7,77%	9,29%
<b>Média</b>	<b>9,96%</b>	<b>4,85%</b>	<b>2,23%</b>	<b>7,33%</b>	<b>12,18%</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>2,64%</b>	<b>1,67%</b>	<b>0,57%</b>	<b>1,70%</b>	<b>2,49%</b>
<b>Desvio-Padrão da Média</b>	<b>0,44%</b>	<b>0,28%</b>	<b>0,09%</b>	<b>0,28%</b>	<b>0,42%</b>

Fonte: O Autor

## 7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo propôs metodologia para cálculo do custo de capital implícito, com base no *earnings yield* (ou índice lucro/preço), expectativa para a taxa de crescimento na perpetuidade e coeficiente  $\gamma$ , o qual mede a taxa de conversão de crescimento em rentabilidade.

O modelo proposto é testado no mercado brasileiro utilizando-se diversas medidas para a taxa livre de risco e para a taxa de crescimento na perpetuidade, bem como índices lucro/preço agregados do mercado, baseados em todas as empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo entre 2004 e 2012. Comenta-se que o período de análise de 9 anos pode ser considerado uma limitação deste estudo. No entanto, a indisponibilidade de diversas variáveis por um período mais longo, especialmente as projeções compiladas pelo Banco Central do Brasil e divulgadas por meio do relatório Focus, impediu a expansão da análise.

Adotam-se modelos de regressão multivariada em séries temporais, utilizando-se a primeira diferença das variáveis, de acordo com resultados obtidos por Granger and Newbold (1974) e conforme recomendado por Wooldridge (2009).

Os resultados corroboram as hipóteses formuladas. Conforme previsto, medidas para a taxa livre de risco e para a taxa de crescimento na perpetuidade são relevantes para explicar o *earnings yield* médio de mercado. A magnitude e os sinais esperados dos coeficientes também estão dentro dos intervalos esperados: os coeficientes  $\varphi$ , para as medidas para a taxa livre de risco, são, em geral, significativamente diferentes de zero e não significativamente diferentes de 1, enquanto os coeficientes  $\gamma$ , para as medidas para o crescimento do lucro esperado na perpetuidade, encontram-se entre zero e 1.

Adicionalmente, os resultados mostram que as melhores medidas para a taxa livre de risco para estimativa do custo de capital de empresas brasileiras são aquelas baseadas em *yields* de títulos soberanos denominados em Dólares Norte-Americanos, em linha com a prática de mercado, conforme apresentado por Garran (2007).

Quanto à taxa de crescimento na perpetuidade, a variável mais relevante foi aquela baseada nas projeções de consenso de mercado de curto prazo para o PIB, compiladas e divulgadas pelo Banco Central do Brasil por meio do Relatório Focus. Tal resultado parece contra intuitivo, dado que se espera que a taxa de crescimento na perpetuidade esteja relacionada a projeções de longo prazo. Há três explicações possíveis para os resultados encontrados: primeiro, a baixa variância das projeções de longo prazo diminui o poder explicativo de tal variável; segundo, a volatilidade da economia brasileira e consequente baixa precisão das projeções de longo prazo; e terceiro, que no mercado acionário brasileiro podem predominar os investimentos especulativos de curto prazo.

Os modelos com duas variáveis para medir a taxa livre de risco mostraram poder explicativo superior, indicando que as taxas locais e internacionais têm influência em conjunto, resultando em uma taxa livre de risco média ponderada. As taxas que levaram ao modelo com maior poder explicativo são o *yield* de títulos emitidos pelo governo dos EUA indexados à inflação (Treasury Inflation Protected Securities – TIPS) adicionados do EMBI+ Brazil (Emerging Markets Bond Index para títulos soberanos brasileiros) e a taxa SELIC real. A melhor medida para a taxa de crescimento esperada para a perpetuidade continuou sendo a projeção para o crescimento do PIB de curto prazo divulgada no relatório Focus do Banco Central do Brasil.

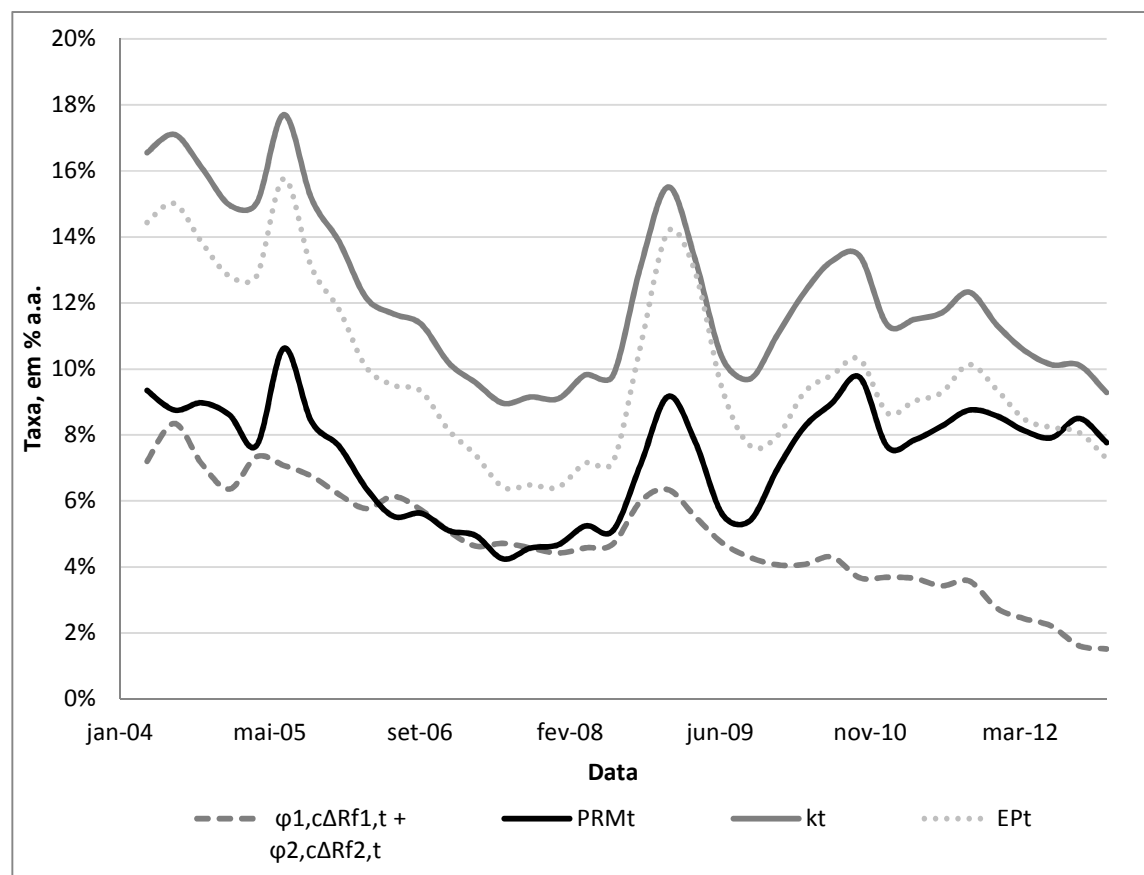
Como sugestão para estudos futuros, o modelo proposto para cálculo do custo de capital implícito pode ser também testado com base em dados desagregados por empresa ou por carteira, utilizando-se modelos de regressão em painel. Desta forma, pode-se também estudar variáveis próprias das empresas as quais são explicativas do custo de capital ex-ante, de forma similar ao estudo conduzido por (Gebhardt et al., 2001). O modelo pode ser testado, adicionalmente, com base em dados internacionais.

Estimam-se também o prêmio pelo risco de mercado ex-ante no Brasil e o custo de capital ex-ante no Brasil com base no modelo mais preciso testado e adotando metodologia similar à de Fama and French (2002). Conforme mostra a Figura 1, o prêmio pelo risco de mercado mostrou-se relativamente estável no período analisado, oscilando ao redor de 7,3% a.a., sendo superior em

períodos de crise, ou seja, segundo semestre de 2008 e primeiro semestre de 2009, e inferior em momentos de otimismo, ou seja, ao redor de 2007.

Já o custo de capital mostrou-se decrescente no período, assim como o *earnings yield* e as taxas livres de risco. Considerando que o prêmio pelo risco de mercado permaneceu estável, o custo de capital deve reduzir conforme se reduz a taxa livre de risco, de acordo com o previsto por diversos modelos de custo de capital ex-post e ex-ante, fenômeno observado no Brasil no período analisado.

**Figura 1: Evolução do prêmio pelo risco de mercado e do custo de capital**



A estimativa apresentada para o custo de capital implícito no Brasil apresentada neste trabalho é consistente com as apresentadas por Claus and Thomas (2001) e Fama and French (2002) para mercados internacionais. Tal estimativa é, sobretudo, substancialmente mais precisa que as

estimativas ex-post internacionais e que estimativas ex-ante e ex-post para o Brasil. O erro-padrão da média foi de 0,3%, dado erro-padrão amostral de 1,7%, comparados com erros de estimativa da ordem de 3,0% encontrados por Fama and French (1997), mesmo utilizando modelos ex-post multifatoriais e para mercados mais estáveis que o brasileiro. O estudo desenvolvido por Minardi e Sanvicente (2006) para o Brasil resulta em um desvio-padrão da estimativa do prêmio pelo risco de mercado ex-ante anual de 12,68%. Já o estudo desenvolvido por Noda, Martelanc, e Securato (2013) indica desvio-padrão dos retornos mensais ex-post no Brasil da ordem de 10% no período entre 2003 e 2012.



## 8. BIBLIOGRAFIA

- Almeida, J. R. De, & Eid Jr., W. (2010). Estimando o Retorno das Ações com Decomposição do Índice Book-to-Market: Evidências na Bovespa. *Revista Brasileira de Finanças*, 8(4), 417–441.
- Asness, C. S. (2003). Fight the Fed Model. *Journal of Portfolio Management*, 30, 11–24.
- Attig, N., Guedhami, O., & Mishra, D. (2008). Multiple large shareholders, control contests, and implied cost of equity. *Journal of Corporate Finance*, 14(5), 721–737.
- Bali, T. G., Demirtas, K. O., & Tehranian, H. (2009). Aggregate Earnings, Firm-Level Earnings, and Expected Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(03), 657.
- Banz, R. W. (1981). The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3–18.
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, 32(3), 663–682.
- Bergmann, D. R., Corrar, L. J., Nakamura, W. T., & Oliveira, M. A. (2008). Testando o CAPM no mercado de capitais brasileiro via GMM. *Revista de Economia e Administração*, 6(3), 326–346.
- Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. Praeger Publishers.
- Bruni, A. L., & Famá, R. (1998). Mercados eficientes, CAPM e anomalias: Uma análise das ações negociadas na Bovespa (1988-1996). *SEMEAD*.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
- Claus, J., & Thomas, J. (2001). Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *The Journal of Finance*, LVI(5), 1629–1665.
- Cochrane, J. H. (2010). Presidential Address : Discount Rates. *The Journal of Finance*, LXVI(4), 1047–1108.
- Costa Jr., N., & Neves, M. (2000). Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. *Revista Brasileira de Economia*, 1, 123–137.

- Cysne, R. P. (2006). Equity-premium puzzle: evidence from Brazilian data. *Economia Aplicada*, 10(2), 161–180.
- Damodaran, A. (1999). *Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo* (1a Edição.). Rio de Janeiro: Qualitymark.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Durré, A., & Giot, P. (2007). An International Analysis of Earnings, Stock Prices and Bond Yields. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(3-4), 613–641.
- Easton, P. D. (2004). PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review*, 79(1), 73–95.
- Elliott, G., Rothenberg, T., & Stock, J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813–836.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427–465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1997). Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics*, 43, 153–193.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2002). The equity premium. *The Journal of Finance*, LVII(2), 637–659.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model : Theory and Evidence. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25–46.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457–472.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636.
- Feltham, G. a., & Ohlson, J. a. (1995). Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 689–731.
- Garran, F. T. (2007). *Metodologias em uso no Brasil para a determinação do custo de capital próprio para avaliação de ativos por fluxo de caixa descontado*. (Dissertação de mestrado). Universidade de São Paulo.

- Gebhardt, W. R., Lee, C. M. C., & Swaminathan, B. (2001). Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 39(1), 135–176.
- Gibbons, M. R. (1982). Multivariate Tests of Financial Models. *Journal of Financial Economics*, 10, 3–27.
- Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121–1152.
- Gimenes, C. M., & Famá, R. (2003). A correlação entre o risco país e índices de bolsa da américa latina: um estudo exploratório. *Caderno de Pesquisas em Administração*, 10(2), 39–50.
- Gode, D., & Mohanram, P. (2001). What Affects the Implied Cost of Equity Capital?
- Gordon, M. J. (1959). Dividends, earnings, and stock prices. *The Review of Economics and Statistics*, 41(2), 99–105.
- Gordon, M. J. (1962). The Savings Investment and Valuation of a Corporation. *The Review of Economics and Statistics*, 44(1), 37.
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2, 111–120.
- Guay, W., Kothari, S. P., & Shu, S. (2011). Properties of Implied Cost of Capital Using Analysts' Forecasts. *Australian Journal of Management*, 36(2), 125–149.
- Hagler, C. E. M., & Brito, R. D. de O. (2007). Sobre a Eficiência dos Índices de Ações Brasileiros. *RAUSP*, 42(1), 74–85.
- Hail, L., & Leuz, C. (2006). International Differences in the Cost of Equity Capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter? *Journal of Accounting Research*, 44(3), 485–531.
- Jensen, M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389–416.
- Jobson, J. D., & Korkie, B. (1982). Potential performance and tests of portfolio efficiency. *Journal of Financial Economics*, 10.
- Levy, M., & Roll, R. (2010). The Market Portfolio May Be Mean / Variance Efficient After All. *The Review of Financial Studies*, 23(6), 2464–2491.
- Lintner, J. (1965). Security Prices, Risks and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance*, XX(4), 587–615.

- Machado, A. V., & Medeiros, O. R. (2011). Modelos de Precificação de Ativos e o Efeito Liquidez: Evidências Empíricas no Mercado Acionário Brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 9(3), 383–412.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91.
- Martelanc, R., Pacheco, A., Trizi, J., & Pasin, R. (2005). Utilização de metodologias de avaliação de empresas: Resultados de uma pesquisa no Brasil. *34<sup>o</sup> Assembléia Anual Cladea, 2005*. Santiago.
- Mehra, R. (2003). The equity premium: Why is it a puzzle? *Financial Analysts Journal*, 59(1), 54–69.
- Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of monetary Economics*, 15, 145–161.
- Monteiro, M. G., Bergmann, D. R., Securato, J. R., & Savoia, J. R. F. (2012). Testing the Non-Parametric Conditional CAPM in the Brazilian Stock Market. *12<sup>o</sup> Encontro Brasileiro de Finanças - 2012*. São Paulo.
- Mussa, A., Rogers, P., & Securato, J. R. (2009). Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. *Revista de Ciências da Administração*, 11(23), 192–216.
- Nakamura, W. T. (2000). Estudo Empírico sobre a eficiência da Carteira Teórica do Índice BOVESPA. *Revista de Administração Mackenzie*, 1(1), 67–81.
- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429).
- Noda, R. F., Martelanc, R., & Kayo, E. K. (2013). O fator de risco lucro-preço em modelos de apreçamento de ativos financeiros.
- Noda, R. F., Martelanc, R., & Securato, J. R. (2013). Eficiência da carteira de mercado no plano média-variância. *13<sup>o</sup> Encontro Brasileiro de Finanças - 2013*. Rio de Janeiro.
- Ohlson, J. A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2000). Expected EPS and EPS growth as determinantsof value.
- Ohlson, J. A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2005). Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies*, 10, 349–365.
- Paiva, F. D. (2005). Modelos de precificação de ativos financeiros de fator único : um teste empírico dos modelos CAPM e D-CAPM. *Caderno de Pesquisas em Administração*, 12(2), 49–65.

- Prescott, E. C., & Mehra, R. (2003). The Equity Premium in Retrospect. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 889–938.
- Richardson, S., Teoh, S. H., & Wysocki, P. D. (2004). The Walk-down to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives. *Contemporary Accounting Research*, 21(4), 885–924.
- Sanvicente, A. Z., & Minardi, A. M. A. F. (2006). Análise da Série Histórica de Prêmios Pelo Risco de Mercado Estimados pelo Modelo de Dividendos Descontados. *6º Encontro Brasileiro de Finanças - 2006*. Vitória.
- Shanken, J. (1985). Multivariate tests of the zero-beta CAPM. *Journal of Financial Economics*, 14, 327–348.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Silva, R. L. M. da. (2013). *Adoção Completa das IFRS no Brasil: Qualidade das Demonstrações Contábeis e o Custo de Capital Próprio*. (Tese de doutorado). Universidade de São Paulo.
- Tomazoni, T., & Menezes, E. A. (2002). Estimativa do custo de capital de empresas brasileiras de capital fechado (sem comparáveis de capital aberto). *Revista de Administração*, 37(4), 38–48.
- Trueman, B. (1994). Analyst forecasts and herding behavior. *Review of financial studies*, 7(1), 97–124.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics* (4th ed.). South-Western.
- Yoshino, J., & Santos, E. e. (2009). Is the CAPM Dead or Alive in the Brazilian Market? *Review of Applied Economics*, 5(1-2), 127–142.
- Zheng, S. X., & Stangeland, D. A. (2007). IPO Underpricing, Firm Quality and Analyst Forecasts. *Financial Management*, 36(2), 45–64.
- Zhou, G. (1991). Small sample tests of portfolio efficiency. *Journal of Financial Economics*, 30, 165–191.



**9. APÊNDICE: RESULTADOS DAS REGRESSÕES COM CONTROLE POR VARIÁVEIS RELACIONADAS À  
IMPLEMENTAÇÃO DO IFRS NO BRASIL**

**9.1 Modelos utilizando a variável IFRS Contábil**

**9.1.1 Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável IFRS Contábil**

**Tabela 22: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g e controlados pela variável IFRS Contábil**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
56	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Contábil	0,427** (2,665) [0,0120]	-0,807** (-2,508) [0,0174]	-0,00135 (-0,564) [0,577]	-0,000397 (-0,0682) [0,946]	0,309	36
57	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Contábil	0,750* (1,997) [0,0543]	-1,066*** (-3,042) [0,00467]	-0,000898 (-0,356) [0,725]	-0,000856 (-0,141) [0,889]	0,249	36
58	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Contábil	0,677*** (2,916) [0,00643]	-0,816** (-2,583) [0,0146]	-0,000965 (-0,408) [0,686]	0,000819 (0,141) [0,889]	0,333	36
59	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Contábil	0,550 (1,538) [0,134]	-0,983*** (-2,794) [0,00872]	-0,00124 (-0,483) [0,632]	-0,000417 (-0,0655) [0,948]	0,214	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
60	$\Delta UST$ 5yr Real	$\Delta PIB$ Focus CP	IFRS Contábil	0,343 (0,689) [0,496]	-0,859** (-2,439) [0,0204]	-0,00154 (-0,585) [0,563]	-0,00261 (-0,413) [0,683]	0,168	36
61	$\Delta UST$ 10yr Real	$\Delta PIB$ Focus CP	IFRS Contábil	0,0576 (0,0845) [0,933]	-0,862** (-2,414) [0,0217]	-0,00168 (-0,631) [0,532]	-0,00296 (-0,460) [0,648]	0,156	36
62	$\Delta UST$ 30yr Real	$\Delta PIB$ Focus CP	IFRS Contábil	-0,736 (-0,761) [0,452]	-0,816** (-2,293) [0,0286]	-0,00176 (-0,672) [0,507]	-0,00442 (-0,676) [0,504]	0,171	36
63	$\Delta UST$ 5yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus CP	IFRS Contábil	0,822*** (3,205) [0,00305]	-0,603* (-1,892) [0,0676]	-0,000547 (-0,235) [0,816]	-0,00221 (-0,399) [0,693]	0,361	36
64	$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus CP	IFRS Contábil	0,921*** (3,150) [0,00353]	-0,625* (-1,959) [0,0588]	-0,000448 (-0,191) [0,850]	-0,00180 (-0,324) [0,748]	0,355	36
65	$\Delta UST$ 30yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus CP	IFRS Contábil	1,038*** (3,163) [0,00341]	-0,593* (-1,848) [0,0739]	-0,000650 (-0,279) [0,782]	-0,00141 (-0,253) [0,802]	0,357	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10



### 9.1.2 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável IFRS Contábil

**Tabela 23: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g e controlados pela variável IFRS Contábil**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
66	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Contábil	0,444** (2,546) [0,0159]	-0,400 (-0,572) [0,571]	-0,00133 (-0,502) [0,619]	6,55e-05 (0,00980) [0,992]	0,182	36
67	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Contábil	0,405 (1,000) [0,325]	-0,505 (-0,671) [0,507]	-0,00124 (-0,432) [0,669]	-0,00151 (-0,209) [0,836]	0,046	36
68	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Contábil	0,728*** (2,889) [0,00688]	-0,701 (-1,026) [0,313]	-0,000711 (-0,274) [0,786]	0,000551 (0,0843) [0,933]	0,219	36
69	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Contábil	0,311 (0,806) [0,426]	-0,506 (-0,667) [0,509]	-0,00140 (-0,488) [0,629]	-0,00129 (-0,173) [0,864]	0,035	36
70	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Contábil	0,351 (0,653) [0,519]	-0,542 (-0,713) [0,481]	-0,00145 (-0,504) [0,618]	-0,00258 (-0,359) [0,722]	0,029	36
71	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Contábil	-0,0803 (-0,109) [0,914]	-0,518 (-0,674) [0,505]	-0,00167 (-0,573) [0,571]	-0,00310 (-0,426) [0,673]	0,016	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
72	$\Delta UST$ 30yr Real	$\Delta PIB$ Focus LP	IFRS Contábil	-1,067 (-1,044) [0,305]	-0,512 (-0,680) [0,501]	-0,00170 (-0,599) [0,554]	-0,00504 (-0,685) [0,498]	0,048	36
73	$\Delta UST$ 5yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus LP	IFRS Contábil	0,940*** (3,621) [0,00100]	-0,487 (-0,756) [0,455]	-0,000245 (-0,0992) [0,922]	-0,00247 (-0,406) [0,687]	0,302	36
74	$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus LP	IFRS Contábil	1,056*** (3,546) [0,00123]	-0,539 (-0,832) [0,411]	-0,000102 (-0,0409) [0,968]	-0,00212 (-0,346) [0,732]	0,293	36
75	$\Delta UST$ 30yr EMBI Real	$\Delta PIB$ Focus LP	IFRS Contábil	1,188*** (3,589) [0,00109]	-0,439 (-0,679) [0,502]	-0,000387 (-0,157) [0,876]	-0,00143 (-0,234) [0,816]	0,298	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.1.3 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB como medida para g com controle pela variável IFRS Contábil

**Tabela 24: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB como medida para g e controlados pela variável IFRS Contábil**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
76	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	0,423** (2,427) [0,0210]	0,200 (1,038) [0,307]	-0,00194 (-0,745) [0,462]	0,00306 (0,475) [0,638]	0,200	36
77	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	0,341 (0,848) [0,403]	0,247 (1,196) [0,240]	-0,00205 (-0,724) [0,475]	0,00216 (0,310) [0,759]	0,074	36
78	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	0,660** (2,414) [0,0217]	0,0914 (0,447) [0,658]	-0,00138 (-0,526) [0,602]	0,00320 (0,496) [0,624]	0,199	36
79	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	0,309 (0,818) [0,420]	0,270 (1,317) [0,197]	-0,00218 (-0,778) [0,443]	0,00281 (0,392) [0,698]	0,072	36
80	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	0,316 (0,598) [0,554]	0,269 (1,307) [0,200]	-0,00227 (-0,806) [0,426]	0,00159 (0,228) [0,821]	0,063	36
81	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	-0,123 (-0,171) [0,865]	0,273 (1,320) [0,196]	-0,00248 (-0,874) [0,389]	0,000999 (0,141) [0,889]	0,054	36
82	$\Delta$ UST 30yr	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	-1,077	0,273	-0,00249	-0,000905	0,086	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real			(-1,075) [0,291]	(1,341) [0,189]	(-0,899) [0,375]	(-0,127) [0,900]		
83	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	0,915*** (3,567) [0,00116]	0,219 (1,246) [0,222]	-0,000962 (-0,397) [0,694]	0,00109 (0,185) [0,854]	0,322	36
84	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	1,026*** (3,487) [0,00144]	0,227 (1,285) [0,208]	-0,000872 (-0,357) [0,723]	0,00166 (0,281) [0,781]	0,314	36
85	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	IFRS Contábil	1,162*** (3,556) [0,00120]	0,219 (1,246) [0,222]	-0,00107 (-0,441) [0,662]	0,00196 (0,333) [0,741]	0,321	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.1.4 Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Contábil

**Tabela 25: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Contábil**

Coefficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \alpha IFRS_t + \epsilon_t$$

Variáveis	Modelos											
	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97
$\Delta Selic$ Real	0,390*** (2,758) 0,00966				0,394** (2,632) 0,0131				0,379** (2,530) 0,0167			
$\Delta Selic$ Real Focus		0,712** (2,159) 0,0387				0,449 (1,304) 0,202				0,400 (1,158) 0,256		
$\Delta LTN$ Real Focus			0,539** (2,472) 0,0191				0,557** (2,425) 0,0213				0,485* (1,948) 0,0605	
$\Delta NTN-B$				0,330 (0,989) 0,330				0,118 (0,347) 0,731				0,124 (0,371) 0,713
$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	0,861*** (3,223) 0,00298	0,900*** (3,246) 0,00281	0,760** (2,722) 0,0105	0,852*** (2,830) 0,00809	0,988*** (3,597) 0,00110	1,070*** (3,629) 0,00101	0,891*** (3,122) 0,00388	1,038*** (3,389) 0,00192	0,969*** (3,547) 0,00126	1,042*** (3,556) 0,00123	0,899*** (3,101) 0,00409	1,008*** (3,330) 0,00225
$\Delta PIB$ Focus CP	-0,593** (-2,040) 0,0499	-0,827** (-2,615) 0,0137	-0,632** (-2,133) 0,0409	-0,717** (-2,158) 0,0388								
$\Delta PIB$ Focus LP					-0,427 (-0,715) 0,480	-0,517 (-0,806) 0,427	-0,672 (-1,108) 0,276	-0,531 (-0,808) 0,425				
$\Delta PIB$									0,164 (0,991)	0,196 (1,104)	0,0992 (0,546)	0,226 (1,265)

Coeficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \alpha IFRS + \epsilon_t$$

Variáveis	Modelos												
	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	
									0,329	0,278	0,589	0,215	
IFRS Contábil	0,000546 (0,106) 0,916	0,000260 (0,0487) 0,962	0,00106 (0,201) 0,842	- (-0,0544) 0,957	0,000313 (0,0933) 0,926	- (-0,0759) 0,940	0,000469 (0,0788) 0,938	0,000456 (-0,230) 0,819	-0,00149 (0,596) 0,555	0,00329 (0,465) 0,645	0,00278 (0,535) 0,596	0,00307 (0,368) 0,716	0,00229 (0,368) 0,716
$\alpha$	- 0,000208 (-0,0973) 0,923	- 0,000288 (0,128) 0,899	-7,94e- 05 (-0,0364) 0,971	- 0,000266 (-0,113) 0,911	6,96e-05 (0,0304) 0,976	0,000349 (0,141) 0,889	0,000364 (0,156) 0,877	-4,14e- 05 (-0,0164) 0,987	- 0,000519 (-0,229) 0,820	- 0,000399 (-0,162) 0,872	- 0,000298 (-0,126) 0,900	- 0,000802 (-0,323) 0,749	- 0,000802 (-0,323) 0,749
Observations	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	
R-squared	0,482	0,440	0,462	0,375	0,423	0,330	0,406	0,296	0,431	0,342	0,388	0,317	

\*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,10

## 9.2 Modelos utilizando a variável IFRS Informacional

### 9.2.1 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável IFRS Informacional

**Tabela 26: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g e controlados pela variável IFRS Informacional**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
98	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,428** (2,713) [0,0106]	-0,801** (-2,481) [0,0185]	-0,00152 (-0,574) [0,570]	0,000287 (0,0627) [0,950]	0,309	36
99	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,760** (2,059) [0,0477]	-1,055*** (-2,986) [0,00538]	-0,00131 (-0,470) [0,642]	0,000805 (0,169) [0,867]	0,249	36
100	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,669*** (2,957) [0,00579]	-0,820** (-2,586) [0,0145]	-0,000855 (-0,324) [0,748]	8,41e-05 (0,0187) [0,985]	0,332	36
101	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,574 (1,653) [0,108]	-0,968*** (-2,740) [0,00996]	-0,00188 (-0,668) [0,509]	0,00181 (0,368) [0,716]	0,217	36
102	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,379 (0,759) [0,454]	-0,831** (-2,342) [0,0256]	-0,00241 (-0,838) [0,408]	0,00122 (0,240) [0,812]	0,165	36
103	$\Delta$ UST 10yr	$\Delta$ PIB Focus	IFRS	0,135	-0,839**	-0,00248	0,000906	0,151	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real	CP	Informacional	(0,196)	(-2,335)	(-0,854)	(0,175)		
				[0,846]	[0,0260]	[0,399]	[0,862]		
104	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	-0,569 (-0,580)	-0,803** (-2,232)	-0,00246 (-0,850)	-0,000210 (-0,0397)	0,159	36
				[0,566]	[0,0327]	[0,402]	[0,969]		
105	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,834*** (3,247)	-0,568* (-1,770)	-0,00151 (-0,596)	0,00171 (0,387)	0,361	36
				[0,00274]	[0,0862]	[0,555]	[0,701]		
106	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	0,939*** (3,212)	-0,589* (-1,838)	-0,00141 (-0,552)	0,00195 (0,440)	0,357	36
				[0,00300]	[0,0754]	[0,585]	[0,663]		
107	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	IFRS Informacional	1,064*** (3,247)	-0,554* (-1,721)	-0,00164 (-0,646)	0,00227 (0,513)	0,361	36
				[0,00273]	[0,0950]	[0,523]	[0,611]		

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10



### 9.2.2 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável IFRS Informacional

**Tabela 27: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g e controlados pela variável IFRS Informacional**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
108	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,441** (2,575) [0,0148]	-0,385 (-0,583) [0,564]	-0,00190 (-0,663) [0,512]	0,00175 (0,354) [0,725]	0,185	36
109	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,432 (1,092) [0,283]	-0,429 (-0,602) [0,551]	-0,00234 (-0,750) [0,459]	0,00255 (0,478) [0,636]	0,051	36
110	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,720*** (2,905) [0,00660]	-0,703 (-1,077) [0,290]	-0,00108 (-0,380) [0,707]	0,00137 (0,284) [0,778]	0,221	36
111	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,365 (0,977) [0,336]	-0,436 (-0,609) [0,547]	-0,00259 (-0,836) [0,409]	0,00310 (0,573) [0,570]	0,044	36
112	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,403 (0,748) [0,460]	-0,429 (-0,596) [0,555]	-0,00283 (-0,914) [0,368]	0,00276 (0,510) [0,613]	0,033	36
113	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,0263 (0,0355) [0,972]	-0,403 (-0,551) [0,586]	-0,00294 (-0,941) [0,354]	0,00228 (0,413) [0,683]	0,016	36
114	$\Delta$ UST 30yr	$\Delta$ PIB Focus	IFRS Informacional	-0,832	-0,347	-0,00284	0,000835	0,035	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real	LP		(-0,796) [0,432]	(-0,481) [0,633]	(-0,919) [0,365]	(0,148) [0,883]		
115	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	0,947*** (3,660) [0,000901]	-0,373 (-0,613) [0,544]	-0,00162 (-0,614) [0,543]	0,00276 (0,606) [0,549]	0,306	36
116	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	1,070*** (3,609) [0,00104]	-0,435 (-0,713) [0,481]	-0,00150 (-0,564) [0,577]	0,00304 (0,666) [0,510]	0,301	36
117	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	IFRS Informacional	1,210*** (3,684) [0,000843]	-0,354 (-0,583) [0,564]	-0,00176 (-0,668) [0,509]	0,00338 (0,743) [0,463]	0,309	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.2.3 Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g com controle pela variável IFRS Informacional

**Tabela 28: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB como medida para g e controlados pela variável IFRS Informacional**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
118	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	0,411** (2,373) [0,0238]	0,173 (0,926) [0,361]	-0,00196 (-0,689) [0,496]	0,00172 (0,353) [0,727]	0,198	36
119	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	0,334 (0,839) [0,408]	0,225 (1,122) [0,270]	-0,00244 (-0,794) [0,433]	0,00236 (0,449) [0,656]	0,077	36
120	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	0,640** (2,355) [0,0248]	0,0669 (0,334) [0,741]	-0,00140 (-0,486) [0,630]	0,00174 (0,356) [0,724]	0,196	36
121	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	0,303 (0,821) [0,418]	0,240 (1,215) [0,233]	-0,00260 (-0,856) [0,398]	0,00281 (0,529) [0,600]	0,076	36
122	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	0,340 (0,641) [0,526]	0,250 (1,262) [0,216]	-0,00280 (-0,920) [0,364]	0,00252 (0,475) [0,638]	0,068	36
123	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	-0,0864 (-0,120) [0,905]	0,260 (1,306) [0,201]	-0,00290 (-0,949) [0,350]	0,00192 (0,354) [0,726]	0,057	36
124	$\Delta$ UST 30yr	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	-1,026	0,279	-0,00273	0,000251	0,085	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real			(-1,008) [0,321]	(1,419) [0,166]	(-0,905) [0,372]	(0,0456) [0,964]		
125	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	0,921*** (3,604) [0,00105]	0,203 (1,210) [0,235]	-0,00162 (-0,625) [0,537]	0,00263 (0,589) [0,560]	0,329	36
126	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	1,035*** (3,531) [0,00128]	0,206 (1,219) [0,232]	-0,00152 (-0,581) [0,565]	0,00294 (0,653) [0,519]	0,321	36
127	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	IFRS Informacional	1,175*** (3,612) [0,00103]	0,195 (1,158) [0,256]	-0,00176 (-0,678) [0,503]	0,00323 (0,723) [0,475]	0,330	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.2.4 Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Informacional

**Tabela 29: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável IFRS Informacional**

Coefficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \iota IFRS + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139
$\Delta Selic$ Real	0,385*** (2,767) 0,00946				0,387** (2,644) 0,0127				0,365** (2,456) 0,0199			
$\Delta Selic$ Real Focus		0,710** (2,196) 0,0357				0,468 (1,399) 0,172				0,392 (1,153) 0,258		
$\Delta LTN$ Real Focus			0,525** (2,463) 0,0195				0,545** (2,415) 0,0218				0,462* (1,872) 0,0707	
$\Delta NTN-B$				0,356 (1,105) 0,278			0,178 (0,543) 0,591					0,129 (0,396) 0,695
$\Delta UST$ 10yr EMBI Real	0,868*** (3,249) 0,00279	0,911*** (3,291) 0,00250	0,768** (2,738) 0,0102	0,861*** (2,873) 0,00728	0,996*** (3,644) 0,000972	1,082*** (3,702) 0,000829	0,902*** (3,164) 0,00348	1,042*** (3,429) 0,00173	0,977*** (3,572) 0,00118	1,051*** (3,600) 0,00110	0,911*** (3,140) 0,00369	1,016*** (3,377) 0,00199
$\Delta PIB$ Focus CP	-0,579* (-1,987) 0,0558	-0,804** (-2,527) 0,0168	-0,624** (-2,093) 0,0446	-0,693** (-2,082) 0,0457								
$\Delta PIB$ Focus LP					-0,420 (-0,749) 0,459	-0,468 (-0,776) 0,443	-0,660 (-1,143) 0,262	-0,452 (-0,731) 0,470				
$\Delta PIB$									0,133 (0,832) 0,412	0,166 (0,966) 0,341	0,0741 (0,417) 0,679	0,199 (1,158) 0,256

Coefficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \alpha \text{IFRS} + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139
IFRS Informacional	0,00147 (0,366) 0,717	0,00200 (0,478) 0,636	0,00123 (0,299) 0,767	0,00253 (0,568) 0,574	0,00256 (0,609) 0,547	0,00338 (0,751) 0,458	0,00226 (0,529) 0,601	0,00344 (0,736) 0,467	0,00259 (0,620) 0,540	0,00330 (0,737) 0,467	0,00260 (0,600) 0,553	0,00324 (0,701) 0,488
$\alpha$	- 0,000593 (-0,253) 0,802	- 0,000314 (-0,128) 0,899	- 0,000306 (-0,127) 0,900	-0,00110 (-0,432) 0,669	- 0,000682 (-0,277) 0,784	- 0,000819 (-0,307) 0,761	- 0,000314 (-0,124) 0,902	-0,00136 (-0,504) 0,618	- 0,000776 (-0,316) 0,754	- 0,000976 (-0,368) 0,715	- 0,000616 (-0,240) 0,812	-0,00143 (-0,536) 0,596
Observations	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
R-squared	0,485	0,444	0,462	0,382	0,429	0,342	0,411	0,307	0,432	0,349	0,390	0,324

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.3 Modelos utilizando a variável $\Delta$ IFRS Contábil

#### 9.3.1 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil

**Tabela 30: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB Focus CP como medida para g e controlados pela variável  $\Delta$ IFRS Contábil**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
140	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,467*** (2,906) [0,00659]	-0,866** (-2,694) [0,0112]	-0,000602 (-0,263) [0,794]	-0,0270 (-0,956) [0,346]	0,328	36
141	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,772** (2,089) [0,0447]	-1,095*** (-3,061) [0,00444]	-0,000696 (-0,284) [0,778]	-0,0119 (-0,410) [0,684]	0,253	36
142	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,691*** (3,046) [0,00462]	-0,864** (-2,716) [0,0106]	-0,000278 (-0,121) [0,904]	-0,0182 (-0,668) [0,509]	0,342	36
143	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,561 (1,629) [0,113]	-1,005*** (-2,799) [0,00862]	-0,00106 (-0,424) [0,675]	-0,00887 (-0,300) [0,766]	0,216	36
144	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,360 (0,725) [0,474]	-0,857** (-2,393) [0,0228]	-0,00186 (-0,741) [0,464]	-0,00588 (-0,193) [0,848]	0,165	36
145	$\Delta$ UST 10yr	$\Delta$ PIB Focus	$\Delta$ IFRS	0,105	-0,863**	-0,00202	-0,00653	0,151	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real	CP	Contábil	(0,156)	(-2,371)	(-0,794)	(-0,213)		
				[0,877]	[0,0239]	[0,433]	[0,833]		
146	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	-0,590 (-0,627) [0,535]	-0,821** (-2,258) [0,0309]	-0,00229 (-0,909) [0,370]	-0,00904 (-0,294) [0,771]	0,161	36
147	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,831*** (3,239) [0,00279]	-0,611* (-1,895) [0,0672]	-0,000675 (-0,304) [0,763]	-0,0100 (-0,375) [0,710]	0,360	36
148	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,933*** (3,199) [0,00310]	-0,636* (-1,977) [0,0567]	-0,000473 (-0,211) [0,834]	-0,0107 (-0,401) [0,691]	0,357	36
149	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Contábil	1,049*** (3,213) [0,00300]	-0,604* (-1,865) [0,0714]	-0,000644 (-0,289) [0,775]	-0,00934 (-0,349) [0,729]	0,358	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10



### 9.3.2 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil

**Tabela 31: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g e controlados pela variável  $\Delta$ IFRS Contábil**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
150	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,470** (2,664) [0,0120]	-0,518 (-0,757) [0,455]	-0,000738 (-0,292) [0,773]	-0,0187 (-0,589) [0,560]	0,190	36
151	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,421 (1,062) [0,296]	-0,442 (-0,594) [0,556]	-0,00156 (-0,565) [0,576]	0,00200 (0,0600) [0,952]	0,044	36
152	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,747*** (2,972) [0,00558]	-0,819 (-1,200) [0,239]	-0,000158 (-0,0628) [0,950]	-0,0145 (-0,475) [0,638]	0,225	36
153	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,330 (0,891) [0,380]	-0,446 (-0,597) [0,555]	-0,00169 (-0,611) [0,545]	0,00274 (0,0820) [0,935]	0,035	36
154	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,369 (0,688) [0,497]	-0,432 (-0,575) [0,569]	-0,00203 (-0,746) [0,461]	0,00357 (0,106) [0,916]	0,025	36
155	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	-0,0333 (-0,0457) [0,964]	-0,399 (-0,523) [0,604]	-0,00231 (-0,833) [0,411]	0,00296 (0,0873) [0,931]	0,011	36
156	$\Delta$ UST 30yr	$\Delta$ PIB Focus	$\Delta$ IFRS	-0,883	-0,356	-0,00257	-0,000738	0,034	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real	LP	Contábil	(-0,882) [0,384]	(-0,476) [0,637]	(-0,948) [0,350]	(-0,0219) [0,983]		
157	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	0,947*** (3,629) [0,000980]	-0,439 (-0,690) [0,495]	-0,000537 (-0,229) [0,820]	-0,00599 (-0,210) [0,835]	0,299	36
158	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	1,068*** (3,567) [0,00116]	-0,512 (-0,801) [0,429]	-0,000283 (-0,120) [0,906]	-0,00726 (-0,253) [0,802]	0,292	36
159	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Contábil	1,199*** (3,616) [0,00102]	-0,421 (-0,662) [0,513]	-0,000503 (-0,214) [0,832]	-0,00516 (-0,180) [0,858]	0,298	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.3.3 Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil

**Tabela 32: Modelos em primeira diferença utilizando  $\Delta$ PIB como medida para g e controlados pela variável  $\Delta$ IFRS Contábil**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
160	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	0,418** (2,281) [0,0294]	0,171 (0,864) [0,394]	-0,00130 (-0,513) [0,612]	-0,00256 (-0,0799) [0,937]	0,195	36
161	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	0,305 (0,768) [0,448]	0,265 (1,276) [0,211]	-0,00222 (-0,819) [0,419]	0,0190 (0,584) [0,564]	0,081	36
162	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	0,641** (2,261) [0,0307]	0,0714 (0,332) [0,742]	-0,000837 (-0,322) [0,749]	0,000601 (0,0190) [0,985]	0,193	36
163	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	0,265 (0,731) [0,470]	0,283 (1,384) [0,176]	-0,00229 (-0,850) [0,402]	0,0204 (0,627) [0,535]	0,079	36
164	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	0,314 (0,601) [0,552]	0,291 (1,429) [0,163]	-0,00256 (-0,967) [0,341]	0,0213 (0,654) [0,518]	0,074	36
165	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	-0,114 (-0,163) [0,872]	0,299 (1,458) [0,155]	-0,00285 (-1,062) [0,296]	0,0205 (0,624) [0,537]	0,064	36
166	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	-0,976 (-1,008)	0,306 (1,515)	-0,00307 (-1,173)	0,0163 (0,502)	0,092	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
167	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	[0,321]	[0,140]	[0,249]	[0,619]	0,324	36
				0,906***	0,226	-0,00104	0,00957		
				(3,510)	(1,291)	(-0,450)	(0,341)		
				[0,00135]	[0,206]	[0,655]	[0,735]		
168	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	1,013***	0,229	-0,000840	0,00943	0,314	36
				(3,420)	(1,301)	(-0,360)	(0,334)		
				[0,00173]	[0,203]	[0,721]	[0,741]		
169	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Contábil	1,145***	0,220	-0,000991	0,00989	0,321	36
				(3,486)	(1,252)	(-0,430)	(0,352)		
				[0,00145]	[0,220]	[0,670]	[0,727]		

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.3.4 Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Contábil

**Tabela 33: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável  $\Delta$ IFRS Contábil**

Coeficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \iota \Delta IFRS_t + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180	181
$\Delta$ Selic Real	0,427*** (3,041) 0,00476				0,428*** (2,858) 0,00755				0,390** (2,482) 0,0187			
$\Delta$ Selic Real Focus		0,725** (2,241) 0,0323				0,458 (1,359) 0,184				0,367 (1,072) 0,292		
$\Delta$ LTN Real Focus			0,551** (2,590) 0,0145				0,583** (2,559) 0,0156				0,479* (1,862) 0,0721	
$\Delta$ NTN-B				0,339 (1,057) 0,299				0,139 (0,427) 0,672				0,0908 (0,282) 0,780
$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	0,867*** (3,321) 0,00230	0,906*** (3,292) 0,00249	0,762*** (2,753) 0,00977	0,857*** (2,854) 0,00764	1,008*** (3,716) 0,000799	1,080*** (3,653) 0,000948	0,903*** (3,183) 0,00331	1,045*** (3,395) 0,00189	0,979*** (3,556) 0,00123	1,029*** (3,479) 0,00152	0,902*** (3,096) 0,00414	0,999*** (3,277) 0,00259
$\Delta$ PIB Focus CP	-0,661** (-2,302) 0,0282	-0,868** (-2,707) 0,0109	-0,683** (-2,300) 0,0284	-0,744** (-2,208) 0,0348								
$\Delta$ PIB Focus LP					-0,610 (-1,054) 0,300	-0,555 (-0,878) 0,387	-0,819 (-1,360) 0,184	-0,528 (-0,813) 0,422				
$\Delta$ PIB									0,114 (0,668)	0,189 (1,048)	0,0679 (0,356)	0,225 (1,254)

Coefficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180	181
									0,509	0,303	0,724	0,219
$\Delta IFRS$ Contábil	-0,0290 (-1,177) 0,248	-0,0154 (-0,609) 0,547	-0,0192 (-0,770) 0,447	-0,0117 (-0,437) 0,665	-0,0264 (-0,983) 0,333	-0,00847 (-0,298) 0,767	-0,0193 (-0,717) 0,479	-0,00716 (-0,246) 0,808	-0,0120 (-0,434) 0,667	0,00709 (0,251) 0,803	-0,00441 (-0,156) 0,877	0,00945 (0,330) 0,744
$\alpha$	0,000781 (0,382) 0,705	0,000795 (0,363) 0,719	0,000679 (0,321) 0,750	2,14e-05 (0,00936) 0,993	0,00101 (0,462) 0,647	0,000528 (0,219) 0,828	0,00107 (0,474) 0,639	-7,60e-05 (-0,0310) 0,975	0,000470 (0,211) 0,834	-0,000145 (-0,0599) 0,953	0,000396 (0,169) 0,867	-0,000703 (-0,291) 0,773
Observations	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
R-squared	0,504	0,446	0,471	0,379	0,440	0,332	0,416	0,296	0,428	0,339	0,383	0,316

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

## 9.4 Modelos utilizando a variável $\Delta$ IFRS Informacional

### 9.4.1 Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional

**Tabela 34: Modelos em primeira diferença utilizando a variável PIB Focus CP como medida para g com controle pela variável  $\Delta$ IFRS Informacional**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
182	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,432*** (2,809) [0,00840]	-0,798** (-2,560) [0,0154]	-0,00209 (-0,921) [0,364]	0,0161 (1,273) [0,212]	0,342	36
183	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,745** (2,055) [0,0481]	-1,053*** (-3,064) [0,00441]	-0,00227 (-0,898) [0,376]	0,0145 (1,089) [0,284]	0,276	36
184	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,663*** (2,994) [0,00528]	-0,816** (-2,654) [0,0123]	-0,00140 (-0,630) [0,533]	0,0145 (1,161) [0,254]	0,359	36
185	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,571 (1,692) [0,100]	-0,980*** (-2,848) [0,00763]	-0,00233 (-0,924) [0,362]	0,0162 (1,198) [0,240]	0,247	36
186	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,321 (0,656) [0,517]	-0,837** (-2,424) [0,0212]	-0,00272 (-1,081) [0,288]	0,0147 (1,041) [0,306]	0,191	36
187	$\Delta$ UST 10yr	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS	0,0428	-0,837**	-0,00301	0,0153	0,180	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real	CP	Informacional	(0,0644)	(-2,386)	(-1,179)	(1,081)		
				[0,949]	[0,0231]	[0,247]	[0,288]		
188	$\Delta$ UST 30yr Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	-0,490 (-0,531) [0,599]	-0,800** (-2,275) [0,0298]	-0,00320 (-1,280) [0,210]	0,0149 (1,057) [0,298]	0,187	36
189	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,813*** (3,224) [0,00291]	-0,587* (-1,884) [0,0687]	-0,00143 (-0,668) [0,509]	0,0135 (1,099) [0,280]	0,381	36
190	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,913*** (3,181) [0,00326]	-0,610* (-1,962) [0,0585]	-0,00124 (-0,575) [0,570]	0,0136 (1,103) [0,278]	0,377	36
191	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus CP	$\Delta$ IFRS Informacional	1,058*** (3,326) [0,00222]	-0,573* (-1,850) [0,0736]	-0,00143 (-0,682) [0,500]	0,0166 (1,360) [0,183]	0,391	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10



**9.4.2 Modelos em primeira diferença utilizando a variável  $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável  $\Delta$ IFRS Informacional**

**Tabela 35: Modelos em primeira diferença utilizando a variável  $\Delta$ PIB Focus LP como medida para g com controle pela variável  $\Delta$ IFRS Informacional**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
192	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,448*** (2,749) [0,00974]	-1,122 (-1,523) [0,137]	-0,00209 (-0,921) [0,364]	0,0293* (1,857) [0,0725]	0,261	36
193	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,417 (1,097) [0,281]	-1,154 (-1,435) [0,161]	-0,00227 (-0,898) [0,376]	0,0285 (1,656) [0,107]	0,120	36
194	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,757*** (3,255) [0,00268]	-1,519** (-2,110) [0,0428]	-0,00140 (-0,630) [0,533]	0,0320** (2,101) [0,0436]	0,314	36
195	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,382 (1,077) [0,290]	-1,212 (-1,499) [0,144]	-0,00233 (-0,924) [0,362]	0,0302* (1,748) [0,0900]	0,119	36
196	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,320 (0,618) [0,541]	-1,138 (-1,398) [0,172]	-0,00272 (-1,081) [0,288]	0,0280 (1,605) [0,118]	0,097	36
197	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	-0,0547 (-0,0781) [0,938]	-1,118 (-1,356) [0,184]	-0,00301 (-1,179) [0,247]	0,0287 (1,635) [0,112]	0,087	36
198	$\Delta$ UST 30yr	$\Delta$ PIB Focus	$\Delta$ IFRS	-0,655	-1,029	-0,00320	0,0268	0,100	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real	LP	Informacional	(-0,675) [0,504]	(-1,246) [0,222]	(-1,280) [0,210]	(1,523) [0,137]		
199	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	0,915*** (3,663) [0,000894]	-1,018 (-1,481) [0,148]	-0,00143 (-0,668) [0,509]	0,0251* (1,702) [0,0985]	0,356	36
200	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	1,037*** (3,643) [0,000943]	-1,109 (-1,611) [0,117]	-0,00124 (-0,575) [0,570]	0,0262* (1,776) [0,0852]	0,354	36
201	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB Focus LP	$\Delta$ IFRS Informacional	1,206*** (3,878) [0,000493]	-1,117 (-1,655) [0,108]	-0,00143 (-0,682) [0,500]	0,0297** (2,051) [0,0485]	0,379	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

### 9.4.3 Modelos em primeira diferença utilizando a variável $\Delta$ PIB como medida para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional

**Tabela 36: Modelos em primeira diferença utilizando a variável  $\Delta$ PIB como medida para g com controle pela variável  $\Delta$ IFRS Informacional**

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
202	$\Delta$ Selic Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	0,429** (2,489) [0,0182]	0,106 (0,527) [0,602]	-0,00173 (-0,742) [0,463]	0,0136 (0,902) [0,374]	0,214	36
203	$\Delta$ Selic Real Focus	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	0,334 (0,844) [0,405]	0,178 (0,827) [0,414]	-0,00194 (-0,754) [0,456]	0,0104 (0,644) [0,524]	0,083	36
204	$\Delta$ LTN Real Focus	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	0,686** (2,531) [0,0165]	-0,0204 (-0,0945) [0,925]	-0,00116 (-0,493) [0,626]	0,0156 (1,033) [0,309]	0,219	36
205	$\Delta$ NTN-B	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	0,289 (0,795) [0,433]	0,194 (0,909) [0,370]	-0,00199 (-0,775) [0,444]	0,0108 (0,664) [0,511]	0,080	36
206	$\Delta$ UST 5yr Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	0,286 (0,545) [0,590]	0,211 (0,992) [0,329]	-0,00225 (-0,884) [0,383]	0,00914 (0,561) [0,579]	0,071	36
207	$\Delta$ UST 10yr Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	-0,176 (-0,250) [0,804]	0,215 (1,009) [0,321]	-0,00261 (-1,011) [0,320]	0,0101 (0,614) [0,544]	0,064	36
208	$\Delta$ UST 30yr	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS	-0,990	0,239	-0,00285	0,00791	0,092	36

$$\Delta EP_t = \varphi \Delta Rf_t + (-\gamma) \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha + u_t$$

Modelo	Variável para Rf	Variável para g	Variável para IFRS	Coeficientes, (t de Student) e [p-valor]				R <sup>2</sup>	Obs.
				$\varphi$	$\gamma$	$\alpha$	$\iota$		
	Real		Informacional	(-1,026) [0,313]	(1,132) [0,266]	(-1,134) [0,265]	(0,489) [0,628]		
209	$\Delta$ UST 5yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	0,913*** (3,576) [0,00113]	0,166 (0,918) [0,366]	-0,00101 (-0,464) [0,646]	0,00880 (0,637) [0,529]	0,330	36
210	$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	1,021*** (3,487) [0,00144]	0,169 (0,930) [0,359]	-0,000814 (-0,370) [0,714]	0,00882 (0,634) [0,530]	0,320	36
211	$\Delta$ UST 30yr EMBI Real	$\Delta$ PIB	$\Delta$ IFRS Informacional	1,178*** (3,645) [0,000938]	0,137 (0,757) [0,455]	-0,00104 (-0,483) [0,632]	0,0131 (0,950) [0,349]	0,337	36

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10

#### 9.4.4 Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável $\Delta$ IFRS Informacional

**Tabela 37: Modelos em primeira diferença utilizando duas variáveis para Rf e uma variável para g com controle pela variável  $\Delta$ IFRS Informacional**

Coeficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	212	213	214	215	216	217	218	219	220	221	222	223
$\Delta$ Selic Real	0,391*** (2,882) 0,00711				0,396*** (2,866) 0,00741				0,383** (2,585) 0,0147			
$\Delta$ Selic Real Focus		0,697** (2,190) 0,0362				0,450 (1,401) 0,171				0,386 (1,135) 0,265		
$\Delta$ LTN Real Focus			0,526** (2,524) 0,0170				0,591*** (2,800) 0,00871				0,508** (2,052) 0,0487	
$\Delta$ NTN-B				0,352 (1,116) 0,273				0,193 (0,618) 0,541				0,109 (0,338) 0,737
$\Delta$ UST 10yr EMBI Real	0,843*** (3,241) 0,00285	0,886*** (3,259) 0,00271	0,746** (2,725) 0,0105	0,832*** (2,821) 0,00829	0,963*** (3,726) 0,000778	1,048*** (3,735) 0,000760	0,855*** (3,207) 0,00311	1,005*** (3,442) 0,00167	0,960*** (3,544) 0,00127	1,035*** (3,547) 0,00126	0,884*** (3,079) 0,00432	1,004*** (3,332) 0,00224
$\Delta$ PIB Focus CP	-0,595** (-2,119) 0,0422	-0,823** (-2,657) 0,0124	-0,637** (-2,211) 0,0345	-0,720** (-2,215) 0,0342								
$\Delta$ PIB Focus LP					-1,107* (-1,780) 0,0849	-1,139 (-1,679) 0,103	-1,419** (-2,236) 0,0327	-1,153 (-1,650) 0,109				
$\Delta$ PIB									0,0747 (0,435) 0,667	0,127 (0,685) 0,498	0,00135 (0,00705) 0,994	0,162 (0,873) 0,390

Coefficientes, (t de Student) e p-valor

$$\Delta EP_t = \varphi_1 \Delta Rf_{1,t} + \varphi_2 \Delta Rf_{2,t} + \gamma \Delta g_t + \iota \Delta IFRS + \alpha$$

Variáveis	Modelos											
	212	213	214	215	216	217	218	219	220	221	222	223
$\Delta IFRS$ Informacional	0,0144 (1,290) 0,206	0,0128 (1,094) 0,282	0,0132 (1,156) 0,256	0,0143 (1,159) 0,255	0,0270* (2,022) 0,0519	0,0260* (1,791) 0,0830	0,0293** (2,178) 0,0372	0,0271* (1,809) 0,0801	0,0123 (0,955) 0,347	0,00961 (0,693) 0,493	0,0133 (0,989) 0,330	0,00924 (0,653) 0,519
$\alpha$	- 0,000529 (-0,276) 0,784	-6,35e- 05 (-0,0308) 0,976	- 0,000296 (-0,149) 0,882	- 0,000714 (-0,333) 0,741	- 0,000583 (-0,298) 0,768	- 0,000469 (-0,214) 0,832	- 0,000315 (-0,159) 0,875	- 0,000969 (-0,437) 0,665	- 0,000250 (-0,123) 0,903	- 0,000180 (-0,0796) 0,937	-6,75e-05 (-0,0317) 0,975	- 0,000662 (-0,290) 0,773
Observations	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
R-squared	0,509	0,461	0,483	0,401	0,490	0,393	0,485	0,362	0,441	0,348	0,402	0,323

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10