



**Mariano Vieira Lima**

**Crédito privado e risco soberano:  
assimetrias na reação dos preços a  
revisões de rating e a divulgação de  
resultados financeiros**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Ruy Ribeiro

Rio de Janeiro

Junho de 2017



**Mariano Vieira Lima**

**Crédito privado e risco soberano:  
assimetrias na reação dos preços a  
revisões de rating e a divulgação de  
resultados financeiros**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção de grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Macroeconomia e Finanças do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Prof. Ruy Ribeiro**

Orientador

Departamento de Economia – PUC-Rio

**Prof. Marcio Gomes Pinto Garcia**

Departamento de Economia – PUC-Rio

**Prof. Fernando Machado Gonçalves**

Itaú BBA

**Prof<sup>a</sup>. Mônica Hertz**

Coordenadora do Centro de Ciências Sociais – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 01 de junho de 2017

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

**Mariano Vieira Lima**

Graduado em Engenharia na Pontifícia Universidade  
Católica do Rio de Janeiro em 2010.

Ficha Catalográfica

Lima, Mariano Vieira

Crédito privado e risco soberano : assimetrias na reação dos preços a revisões de rating e a divulgação de resultados financeiros / Mariano Vieira Lima ; orientador: Ruy Ribeiro. – 2017.  
46 f. : il. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2017.  
Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Crédito corporativo. 3. Risco soberano. 4. Rating. 5. Lucro-por-ação. I. Ribeiro, Ruy. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD 330

## Agradecimentos

Ao meu orientador, Ruy Ribeiro, pela disponibilidade e paciência para discussões que constituíram contribuição indispensável a esse trabalho.

À minha mãe, Araújo Macedo, e à Maria Eugênia, que estavam ao meu lado ao longo de todo o mestrado, e cujo apoio e incentivo tiveram importância inestimável para a conclusão dessa etapa.

## Resumo

Lima, Mariano Vieira; Ribeiro, Ruy. **Crédito privado e risco soberano: assimetrias na reação dos preços a revisões de rating e a divulgação de resultados financeiros**. Rio de Janeiro, 2017. 46p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O presente trabalho analisa o movimento recente nos preços de eurobonds emitidos por empresas brasileiras e a sua relação com a evolução do risco soberano brasileiro. Com o objetivo de verificar possíveis assimetrias na reação dos preços desses títulos a novas informações sobre as empresas emissoras em diferentes níveis do CDS associado à dívida soberana brasileira, testamos o comportamento dos preços dos eurobonds à divulgação de informações indicadoras dos fundamentos específicos das firmas emissoras de dívida, a saber: (i) alterações do rating atribuído por agências especializadas e (ii) anúncio do lucro por ação trimestral das empresas de capital aberto. Em linha com a literatura sobre o assunto, encontramos evidências de uma relação importante entre risco soberano e corporativo para o caso brasileiro.

## Palavras-chave

Crédito corporativo; risco soberano; rating, lucro-por-ação.

## Abstract

Lima, Mariano Vieira; Ribeiro, Ruy (Advisor). **Corporate credit and sovereign risk: asymmetries in price reaction to rating reviews and to earnings releases.** Rio de Janeiro, 2017. 46p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The present work analyzes the recent movement in the prices of Eurobonds issued by Brazilian companies and its relationship with the evolution of Brazilian sovereign risk. To identify possible asymmetries in the price reaction of these securities to new information regarding the debt issuers at different levels of the CDS associated with Brazilian sovereign debt, we tested the behavior of eurobonds prices to the disclosure of information about the specific fundamentals of issuers (i) changes in the rating attributed by specialized rating agencies and (ii) announcement of the quarterly earnings per share of publicly traded companies. In line with the literature on the subject, we find evidence of an important relationship between sovereign and corporate risk for the Brazilian case.

## Keywords

Corporate credit; sovereign risk; rating; earnings-per-share.

# Sumário

1. Introdução	8
2. O mercado de eurobonds	11
3. Testes realizados	16
3.1. Teste 1: Rating, yield to maturity e nível do CDS	17
3.2. Teste 2: EPS, <i>yield to maturity</i> e nível do CDS	27
4. Conclusão	44
5. Referências Bibliográficas	46

## Introdução

A emissão de *eurobonds* por empresas brasileiras aumentou significativamente nos últimos anos, especialmente devido ao período de bonança econômica em meados da década passada. Graças ao barateamento do custo de captação, facilitado pela obtenção do grau de investimento pelo Brasil, essa alternativa se revelou uma importante fonte de financiamento no cenário de crédito escasso e caro no Brasil.

O movimento geral dos preços do mercado de *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras é correlacionado com a variação do *CDS Spread* da dívida soberana do país e, segundo a literatura sobre o assunto, essa relação é mais forte em economias em desenvolvimento (C. Carceres e F.R. Bastos), conforme será abordado no próximo capítulo. Apesar da relação existente e bastante conhecida, o pagamento da dívida pública da União e das dívidas privadas são dependentes de fluxos de caixa distintos e um aumento do risco de inadimplência do Governo Federal não implica em aumento similar do risco de inadimplência das dívidas privadas, como, por exemplo, são as dívidas representadas por *eurobonds*.

Para entender mais a fundo a relação entre a variação do *CDS Spread* da dívida pública brasileira e a variação dos preços dos eurobonds, analisamos os dados do período de fevereiro de 2012 até junho de 2016, período em que houve grande variabilidade do chamado risco-país, acompanhada de mudanças relevantes nos *yields* aos quais são negociados os *eurobonds*.

O principal objetivo desse estudo é avaliar se o aumento no risco de inadimplência associado à dívida pública distorce os movimentos das taxas dos *yields* dos *eurobonds* ou se as variações nos *yields* ainda podem ser justificados pelo aumento do risco de inadimplência das empresas emissoras dos títulos mesmo em níveis mais altos do *CDS Spread* da dívida pública brasileira.

Para checar qual dos cenários é corroborado pelos dados, foram realizados dois testes. O primeiro teste verifica se as reações dos *yields* a revisões no *rating*



atribuído por agências especializadas se alteram em níveis diferentes do CDS relacionado à dívida pública. Dessa forma, considerando o *rating* um bom indicador do risco de inadimplência associado à dívida (Gabbi, G. ;Sironi, A.), analisamos o impacto de alterações no *rating* atribuído às dívidas no *yield to maturity* dos *eurobonds*, condicional ao nível do CDS. O segundo teste usa a diferença entre o lucro por ação (“EPS”) trimestral divulgado pela empresa e a expectativa do mercado sobre tal informação, ou seja, a “surpresa” do mercado sobre o EPS efetivo da firma, para verificar o impacto dessa variável sobre o *yield* dos *eurobonds* da amostra e avaliar se essa relação depende do nível do CDS.

Ao avaliar a relação entre o *yield to maturity* dos *eurobonds* e revisões de *rating*, verificamos que as revisões tem menor impacto nos *yields* quanto maior o nível do *CDS Spread* associado à dívida soberana brasileira. Isso é especialmente válido para um grupo da amostra: os casos de dívidas emitidas por empresas que tem a União Federal como acionista, usualmente chamadas de emissões “quase-soberanas”.

A relação da variável “surpresa” do mercado sobre o EPS em preços de equity e dívida já foi analisada anteriormente na literatura: o estudo de J. L. Callen, J. Livnat e D. Segal, de 2007, analisou o impacto da surpresa em earnings sobre o risco de crédito de firmas, mensurado pelos Credit Default Swaps (CDS) sobre as dívidas dessas firmas. A principal conclusão, no que diz respeito ao presente trabalho, é que a informação de *earnings* maiores ou menores do que o esperado tem impacto sobre o risco de crédito, apesar das evidências apontarem que o efeito existe no curto prazo (CDS com prazo de um ano), mas não no longo prazo. De forma semelhante, verificamos que a variável “surpresa” do mercado sobre o EPS tem impacto nos *yields* dos *eurobonds* da amostra, e a análise condicional ao CDS da dívida soberana permite conclusões adicionais: os preços dos títulos de dívida respondem à informação da surpresa no EPS de forma ainda mais relevante em níveis mais altos de risco soberano; a resposta verificada para o caso geral pode ser atribuída basicamente às surpresas positivas: segregando a amostra entre surpresas positivas e negativas verificamos que os preços reagem às surpresas positivas e que a reação é mais relevante em níveis mais altos CDS da dívida soberana, no entanto, controlando para o nível do risco soberano, em geral, não se verifica reação dos preços às surpresas negativas no EPS.

O capítulo 2 apresenta contextualização mais detalhada sobre o tema, o mercado de *eurobonds* e a motivação para o presente estudo. O capítulo 3 contém o detalhamento dos dados utilizados e a descrição dos dois testes realizados. O capítulo 4 contém a conclusão e considerações finais do estudo.

## 2

### O mercado de eurobonds

Um *eurobond* é um título de dívida corporativa denominado em uma moeda diferente daquela do país ou mercado em que são emitidos. O uso desse instrumento de dívida entre as empresas brasileiras aumentou com o período de bonança econômica em meados da década passada, devido ao barateamento do custo de captação diante da obtenção do grau de investimento pelo Brasil. No entanto, pela complexidade envolvida na emissão de um título em outro país, essa estratégia foi usada principalmente por grandes empresas, com mais acesso a operações de mercado de capitais.

Apesar da complexidade, esse instrumento se revelou uma importante alternativa de financiamento ao crédito escasso e caro no Brasil (vide Tabela 1). Levantamento do Fundo Monetário Internacional feito por C. Carceres e F.R. Bastos mostra que, enquanto em 2010 a parcela de 46,1% da dívida de empresas brasileiras não financeiras era denominada em moeda estrangeira, esse percentual aumentou para 69,7% em 2015. Paralelamente, o estoque de dívida denominada em reais perdeu participação no total e em volume: 82,4 bilhões de dólares em 2010 e 69,3 bilhões de dólares em 2015.

A mesma tendência pode ser observada em outros países da América Latina: o volume total agregado de dívida de empresas não financeiras aumentou relevantemente, de 291,3 bilhões de dólares em 2010 para 504,9 bilhões de dólares em 2015, enquanto o volume de dívidas em moeda local quase não se alterou (121,1 bilhões de dólares em 2010 e 121,7 bilhões de dólares em 2015), implicando num aumento relevante da participação da dívida em moeda estrangeira, que em 2015 representava 75,9% do total, ante 58,4% em 2010 – vide Tabela 1.

**Tabela 1 - Expansão das captações de dívida corporativa, de instituições não financeiras, em moeda estrangeira e nacional**

Local	Discriminação	2010		2015	
		Volume de emissões em bilhões de dólares	Participação	Volume de emissões em bilhões de dólares	Participação
América Latina	<b>Total</b>	<b>\$ 291,30</b>	<b>100%</b>	<b>\$ 504,90</b>	<b>100%</b>
	Moeda estrangeira	\$ 170,20	58%	\$ 383,30	76%
	Moeda local	\$ 121,10	42%	\$ 121,70	24%
Brasil	<b>Total</b>	<b>\$ 152,70</b>	<b>100%</b>	<b>\$ 228,70</b>	<b>100%</b>
	Moeda estrangeira	\$ 70,40	46%	\$ 159,40	70%
	Moeda local	\$ 82,40	54%	\$ 69,30	30%
Chile	<b>Total</b>	<b>\$ 17,50</b>	<b>100%</b>	<b>\$ 41,70</b>	<b>100%</b>
	Moeda estrangeira	\$ 16,60	95%	\$ 40,20	97%
	Moeda local	\$ 1,00	6%	\$ 1,40	4%
Colombia	<b>Total</b>	<b>\$ 9,30</b>	<b>100%</b>	<b>\$ 23,40</b>	<b>100%</b>
	Moeda estrangeira	\$ 5,00	54%	\$ 17,70	76%
	Moeda local	\$ 4,30	46%	\$ 5,70	25%
México	<b>Total</b>	<b>\$ 106,30</b>	<b>100%</b>	<b>\$ 195,90</b>	<b>100%</b>
	Moeda estrangeira	\$ 74,60	70%	\$ 153,20	78%
	Moeda local	\$ 31,70	30%	\$ 42,70	22%
Peru	<b>Total</b>	<b>\$ 5,40</b>	<b>100%</b>	<b>\$ 15,30</b>	<b>100%</b>
	Moeda estrangeira	\$ 3,60	67%	\$ 12,80	84%
	Moeda local	\$ 1,80	33%	\$ 2,50	16%

A taxa a qual essas dívidas corporativas denominadas em moeda estrangeira (designadas como “*eurobond*” desse ponto em diante) são negociadas é influenciada por diversos fatores, incluindo aspectos que são diretamente ligados à capacidade de pagamento da empresa devedora, como índices de liquidez, alavancagem, medidas de lucratividade, etc. e também por outros fatores que não são específicos à companhia que emitiu a dívida (ou seja, não são *company-specific variables*). Variáveis como a taxa de câmbio e o CDS *spread* da dívida soberana do país em que a empresa está localizada são fatores relevantes para explicar as variações nas taxas de negociação das dívidas corporativas. Medidas de aversão ao risco devido às condições macroeconômicas também podem ser variáveis explicativas relevantes (C. Carceres e F.R. Bastos).

Recentemente, o aumento do risco soberano, medido pelo CDS *spread* da dívida soberana nacional, se refletiu no aumento das taxas de negociação das dívidas corporativas (*yield to maturity* de *eurobonds*) emitidos por companhias brasileiras. Um importante canal de transmissão entre essas variáveis reside na taxa de câmbio: existe uma conhecida relação entre o câmbio e o CDS *spread* da dívida soberana, dessa maneira, sempre que há aumento do risco de inadimplência da dívida pública, a conseqüente desvalorização do Real faz com que as dívidas das empresas que possuem emissões de títulos de dívida em outra moeda aumente quando medida na moeda nacional.

**Figura 1 – Evolução do CDS da dívida soberana brasileira de cinco anos**



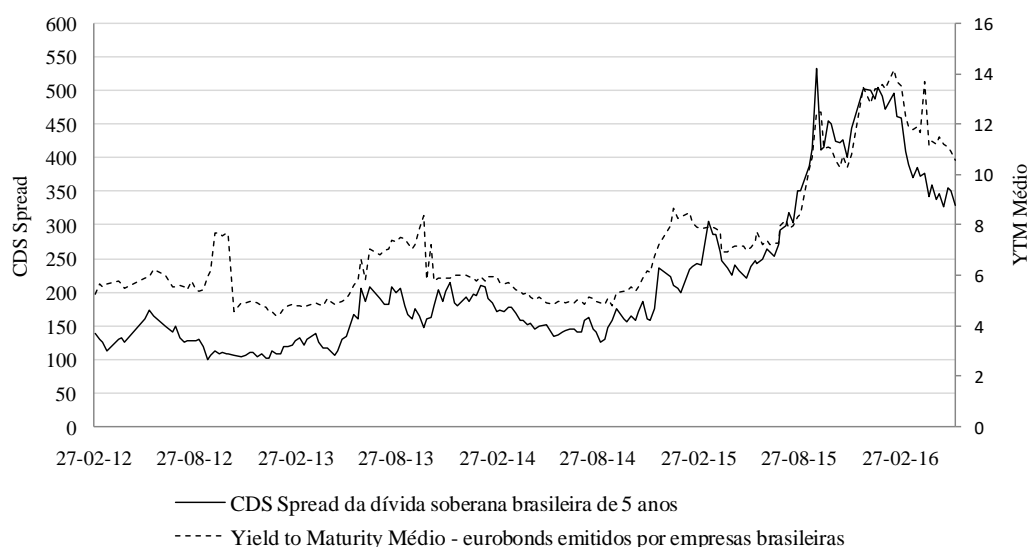
O momento de instabilidade política e recessão econômica no Brasil estão diretamente ligados ao aumento do CDS *spread* da dívida soberana do país. Essa taxa (CDS *spread*) reflete a possibilidade de *default* da dívida soberana, o que não está diretamente relacionado à capacidade de pagamento das dívidas privadas – apesar de haver o canal de transmissão citado anteriormente. É compreensível que a instabilidade política e a deterioração fiscal tenham impacto nas condições microeconômicas das empresas nacionais, mas a relação entre a capacidade de pagamento do Governo Federal não está diretamente relacionada à capacidade de pagamento das empresas privadas. No entanto, a relação existe: a literatura sobre

o assunto conclui que CDS *Spreads* das dívidas soberanas mais altos estão significativamente associados a *spreads* corporativos mais altos, como conclui o trabalho de C. Carceres e F.R. Bastos:

*In addition to firm-specific fundamentals, macroeconomic and financial conditions both at the country-level and globally are found to be statistically associated with changes in implied corporate CDS spreads. In particular, higher sovereign CDS spreads are significantly associated with higher corporate spreads. This corroborates the existence of an important nexus between corporate and sovereign risk in the region: changes in sovereign spreads tend to lead to movements in corporate spreads in their respective countries. Hence, to the extent that policy frameworks affect country risk dynamics, they also have a direct impact on corporate risk. (CARCERES; BASTOS, 2016)*

O gráfico na Figura 2 demonstra a evolução do CDS *Spread* de 5 anos no período estudado (linha preta contínua – escala no eixo direito) e também o *yield to maturity* médio dos *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras no mesmo período (linha pontilhada – eixo esquerdo), calculado como um índice igualmente ponderado (em inglês, *equally-weighted index*). A relação entre as duas séries é bastante forte: no período estudado, a correlação entre as séries foi de 0,93.

**Figura 2 – CDS de cinco anos da dívida pública brasileira e *yield to maturity* médio dos *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras**



Uma possível explicação para essa relação entre CDS *spread* da dívida soberana e as taxas de mercado dos *eurobonds* é o perfil conservador dos detentores de dívida corporativa (*bondholders*). Isso ocorre devido ao formato assimétrico da função de *payoff* do credor: o benefício é limitado ao valor do pagamento integral dos juros dívida, enquanto o prejuízo máximo envolve a perda

do principal e dos juros da dívida. Conforme o estudo de M. L. DeFond, J. Zhang (2011): “*This asymmetric payoff function, with its limited upside potential, has led to the observation that bondholders are likely to be more concerned about potential losses than about potential gains*”.

Esse comportamento pode explicar porque a deterioração das finanças públicas de um país acaba por ter efeito sobre o *yield* dos *eurobonds*: com o aumento da possibilidade de desequilíbrios na economia causados por desequilíbrios fiscais, também aumenta também a possibilidade de perdas para as empresas nacionais (dado que fazem parte do ambiente econômico que está sendo afetado); ou, alternativamente, como um desequilíbrio fiscal pode implicar maior probabilidade de aumento de impostos, há risco de redução no fluxo de caixa livre da empresa. E, como os investidores estão especialmente preocupados com o risco de perdas, o aumento do *yield* dos *eurobonds* é uma reação ao aumento do risco percebido pelos investidores.

É importante considerar também que o Governo Federal Brasileiro possui participação acionária em empresas privadas relevantes no mercado nacional, o que cria uma relação mais próxima entre os fluxos de caixa das estruturas públicas e privadas – exemplos são: Petrobras, Caixa Econômica Federal e Banco do Brasil. Espera-se que a relação entre a dívida pública e as dívidas emitidas por essas empresas seja diferente do caso geral para as empresas 100% privadas. Análise empírica sobre essa relação será vista no capítulo sobre a base de dados.

Diante do que foi exposto, analisaremos a relação entre CDS spread da dívida soberana brasileira e as taxas de mercado dos *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras, a fim de testar se os preços reagem às informações específicas sobre as empresas emissoras mesmo diante de altos níveis CDS spread da dívida soberana. A análise condicional ao nível do CDS *Spread* diferencia esse estudo da literatura já existente sobre o assunto e isso nos permitirá entender melhor o comportamento dos preços dessa classe de ativos num ambiente onde o risco de inadimplência da dívida soberana é não desprezível.

### 3

## Testes realizados

A principal motivação dos testes realizados é verificar se existe alteração nas reações do mercado às informações específicas sobre as empresas brasileiras emissoras de *eurobonds* diante de diferentes níveis do CDS *spread* da dívida soberana nacional.

Conforme verificado na bibliografia sobre o assunto, CDS *Spreads* das dívidas soberanas mais altos estão significativamente associados a *spreads* corporativos mais altos. Como o pagamento das obrigações monetárias assumidas pelas empresas depende fundamentalmente do fluxo de caixa livre da empresa, novas informações sobre a saúde financeira da empresa devedora devem ter reflexo na taxa de negociação de suas dívidas a mercado.

Analizamos o período entre fevereiro de 2012 e junho de 2016, intervalo no qual o CDS de cinco anos da dívida soberana brasileira variou de um nível inicial de aproximadamente 139 pontos base (média diária em fevereiro de 2012) para cerca de 338 pontos base (média diária em junho de 2016), tendo atingido seu ponto mínimo em setembro de 2012 (100 pontos base) e seu ponto máximo em setembro de 2015 (533 pontos base) – ou seja, o período analisado tem o benefício de conter variações relevantes do nível dessa variável importante para a análise proposta – vide Figura 1.

Verificamos as reações do *yield to maturity* de *eurobonds* de empresas brasileiras às seguintes informações:

a) Mudanças no *rating* atribuído pelas grandes agências de *rating* ao *eurobond* analisado.

b) Surpresas na divulgação do lucro por ação (“EPS”) das empresas emissoras de *eurobonds* listadas em bolsa, isto é, a diferença entre o lucro por ação efetivamente divulgado pela empresa e o lucro por ação esperado pelos analistas de mercado. Para permitir melhor comparabilidade, a variável utilizada



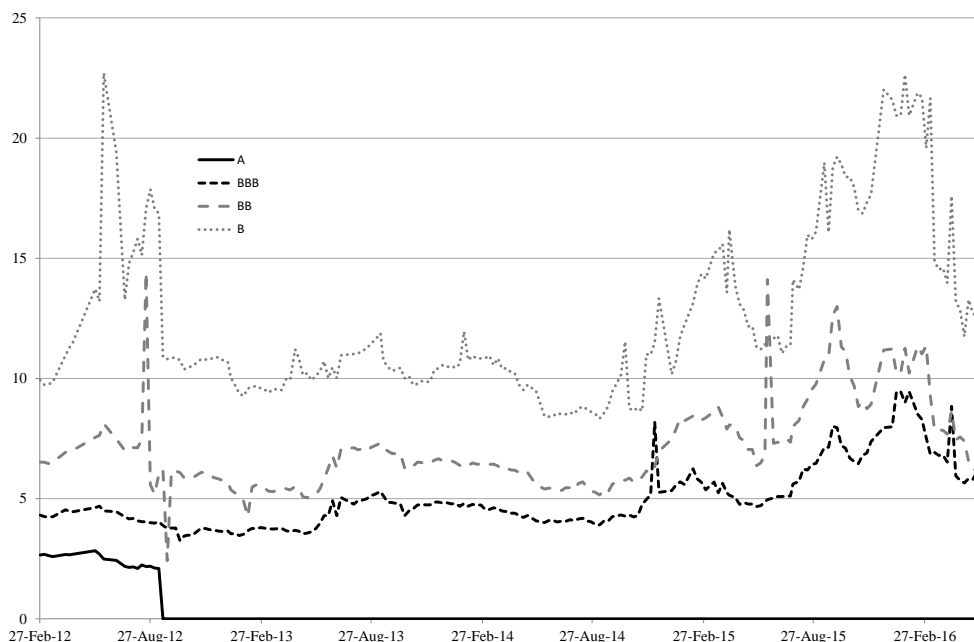
para esse teste é razão da diferença entre o EPS efetivo e o esperado e o preço da ação na data da divulgação.

### 3.1.

#### Teste 1: Rating, yield to maturity e nível do CDS

No primeiro caso, consideramos que o *rating* atribuído à dívida pelas agências especializadas em *rating* representa uma boa *proxy* do risco de inadimplência da dívida. Para verificar se essa afirmação vale, verificamos a relação entre o *rating* e o *yield to maturity* de *eurobonds*. Considerando que a remuneração requerida pelos participantes do mercado de *eurobonds* aumenta de acordo com o risco de *default* associado ao papel e que o *rating* é uma boa *proxy* desse risco de *default*, devemos esperar uma alta correlação entre o nível do *rating* e o nível do *yield to maturity* dos *bonds*, como de fato é verificado. Na Figura 3 abaixo podemos verificar a evolução do *yield to maturity* de *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras que pertencem à amostra, segregados por nível de *rating*. Mais importante do que a evolução das taxas, vale notar a clara diferença do nível de taxa à qual essas dívidas são negociadas. Essa distinção entre as “classes” de *rating* é importante para validar a importância da variável usada nesse teste.

**Figura 3 – Evolução do *yield to maturity* de *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras segregados por nível de *rating* associado à dívida**



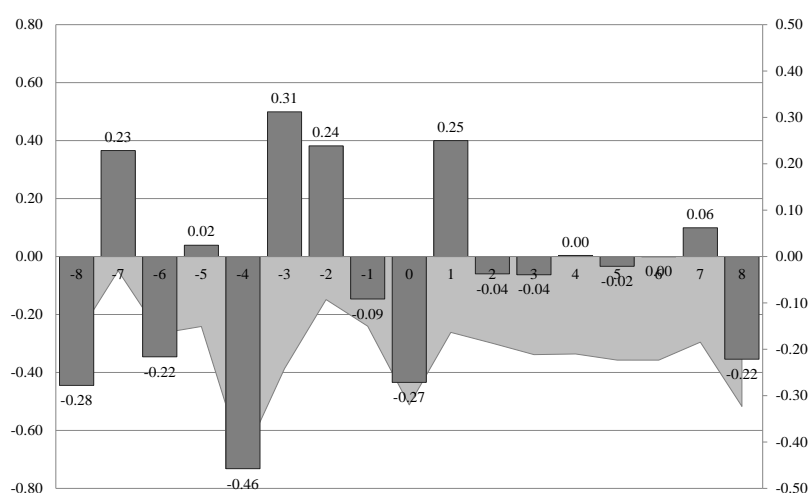
Nota: O eixo vertical indica o nível do *yield to maturity* dos títulos em pontos percentuais. O eixo horizontal indica das datas de cada ponto da série de dados. Observação: O número de títulos com rating A é zero a partir de setembro de 2012.

Tendo em vista que essa relação entre o *rating* e o *yield to maturity* dos *eurobonds* existe, a alterações no *rating* deveriam ser acompanhadas de alterações no *yield to maturity*. A intenção do teste é verificar, econometricamente, se essa relação é verdadeira e se ela se altera diante de diferentes níveis do *CDS spread* da dívida soberana brasileira.

A literatura sobre o assunto já evidenciou a importância do *rating* das dívidas para as taxas de negociação. O estudo de Giampaolo Gabbi e Andrea Sironi, de 2002, que analisou emissões de *eurobonds* de companhias européias, canadenses, americanas e japonesas no período entre 1991 e 2001, concluiu que “*the ratings of corporate bonds are the most important determinant of spreads between the yield to maturity of bonds and that of equivalent Treasury securities*”, o que constitui uma informação importante para as empresas: “*corporations wishing to raise funds in the bond markets can get a reasonable estimate of the average spread that they would face given their rating and the maturity of their funding needs*”.

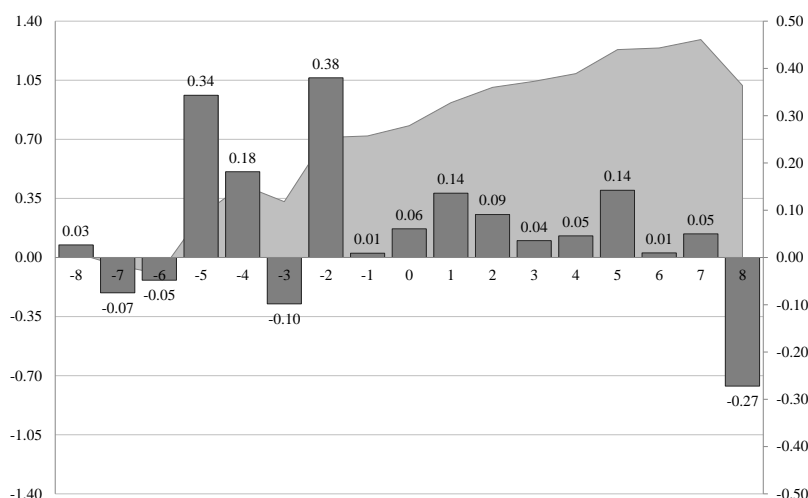
Tendo em vista a relevância da variável “*rating*” para a classe de ativo analisada nesse estudo, usaremos essa informação na regressão base do presente teste. A especificação da regressão tem variações acumuladas de algumas variáveis, a saber:  $ytwchange^n$  e  $cdschange^n$ , isso porque verificamos que a taxa de negociação dos *eurobonds*, definidas pela negociação a mercado diariamente, antecipa a alteração do *rating* em algumas semanas. As Figuras 4 e 5 abaixo demonstram a média da variação semanal (gráfico em barras, cinza escuro) e acumulada (gráfico em área, cinza claro) de *eurobonds* cujo *rating* foi revisado para um nível acima ou abaixo, respectivamente, no momento definido como semana “zero” no gráfico. Para os casos de *rating* revisado para acima podemos ver que, ao final do período analisado, o *yield* foi reduzido, sendo que a tendência de redução já pode ser verificada desde antes do anúncio da revisão do *rating*. O mesmo vale, de forma inversa para os casos em que o *rating* foi revisado para baixo: ao final do período, em média, o *yield* dos *eurobonds* está em patamar superior ao inicial, e podemos verificar a tendência de aumento já nas semanas que antecedem a mudança do *rating*.

**Figura 4 – Evolução do *yield* de *eurobonds* cujo *rating* foi revisado em um nível para cima**



Nota: Nesse gráfico foram analisados *eurobonds* cujo *rating* foi revisado em um nível para cima de oito semanas antes do anúncio até oito semanas depois. O eixo horizontal possui o número de semanas analisado, sendo o zero a semana do anúncio da revisão do *rating*. A série do gráfico em área (cinza claro) representa a variação acumulada média do *yield* dos títulos em pontos percentuais (escala vertical da direita); a série em barras (cinza escuro) representa a variação média dos *yield* dos títulos semana, em pontos percentuais (escala vertical da esquerda).

**Figura 5 – Evolução do *yield* de *eurobonds* cujo *rating* foi revisado em um nível para baixo**



Nota: Nesse gráfico foram analisados *eurobonds* cujo *rating* foi revisado em um nível para baixo (“*downgrade*”) de oito semanas antes do anúncio até oito semanas depois. O eixo horizontal possui o número de semanas analisado, sendo o zero a semana do anúncio da revisão do *rating*. A série do gráfico em área (cinza claro) representa a variação acumulada média do *yield* dos títulos em pontos percentuais (escala vertical da direita); a série em barras (cinza escuro) representa a variação média dos por *yield* dos títulos semana, em pontos percentuais (escala vertical da esquerda).

A alteração do *rating* atribuído ao *eurobond* e a mudança de patamar da taxa de negociação são reações, da agência de *rating* e do mercado, respectivamente, à informações que alteram as estimativas quanto ao risco de *default* do papel, à taxa de recuperação do principal (“*recovery rate*”), etc. No entanto, pode-se dizer que os participantes do mercado de negociação de *eurobonds* reagem a essa informação mais rapidamente que as agências de *rating*, de forma que alcançamos melhores resultados incluindo a variação acumulada do *yield to maturity* do *eurobond* em “n” semanas anteriores à mudança do *rating* em relação ao uso da variação contemporânea do *yield to maturity*. A variável que representa *proxy* da variação geral de preços no mercado de *eurobonds*, o CDS Spread associado à dívida soberana brasileira de cinco anos, também foi especificado na forma de variação acumulada nas n semanas anteriores.

O CDS *Spread* é usualmente reportado em pontos base, no entanto essa configuração faz com que essa série assuma valores absolutos muito maiores que os valores assumidos pela variável dependente, por esse motivo a variável foi normalizada para o período de interesse – e isso para evitar que os coeficientes associados à variável em nível ( $cds5ybr$ ) e à variação acumulada ( $cdschange_{t-}$

$n \rightarrow t(i)$ ) tivessem módulos enganosamente baixos, apesar de estatisticamente significantes.

Na regressão teste, o CDS Spread da dívida soberana brasileira de cinco anos, na forma de variação acumulada no mesmo número de semanas que a variável dependente, representa *proxy* da variação geral de preços no mercado de *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras. O coeficiente associado a essa variável é positivo e estatisticamente significativo para os diversos prazos de variação acumulada considerados. O sentido econômico dessa relação reside no fato de que risco adicional associado aos títulos de dívida mais seguros da economia, que tem o Tesouro Nacional como contraparte devedora, implica em aumento da remuneração requerida para todos os demais níveis de risco. Por outro lado, a diferença (*spread*) entre as taxas de retorno requeridas em investimentos em títulos de dívida emitidos pelo Tesouro Nacional e em investimentos em títulos de dívida por empresas brasileiras se deve à compensação pelo risco sistemático adicional no retorno das dívidas corporativas em relação ao retorno dos títulos da dívida pública.

A regressão base do teste é:

$$\mathbf{ytwchange}_{(t-n \rightarrow t)(i)} = \alpha + \beta_1 \times \mathbf{ratingchange}_{(t)(i)} + \beta_2 \times (\mathbf{ratingchange}_{(t)(i)} \times \mathbf{cds5ybr}_{(t)}) + \beta_3 \times \mathbf{cdschange}_{(t-n \rightarrow t)(i)} + \beta_4 \times \mathbf{cds5ybr}_{(t)}$$

Sendo:

$ytwchange_{(t-n \rightarrow t)(i)}$ :	Varição acumulada do <i>yield to maturity</i> , em pontos percentuais, calculado como a diferença simples entre duas <i>yields</i> , do <i>eurobond</i> nas <i>n</i> semanas anteriores à observação do momento <i>t</i> .
$ratingchange_{(t)(i)}$ :	Variável que mede de maneira escalar o número de níveis de mudança do <i>rating</i> associado ao <i>eurobond</i> no momento <i>t</i> em relação à observação anterior, <i>t-1</i> .
$cds5ybr_{(t)}$ :	CDS <i>Spread</i> no momento <i>t</i> associado à dívida soberana brasileira de cinco anos, variável normalizada para o período estudado.
$cdschange_{(t-n \rightarrow t)(i)}$ :	Varição acumulada do CDS <i>Spread</i> associado à dívida soberana brasileira de cinco anos nas <i>n</i> semanas anteriores ao momento <i>t</i> .

**Tabela 2 - Regressão base do teste 1: *Rating, yield to maturity* e nível do CDS**

<u>Variável Dependente</u>		-					
<u>ytmchange<sub>(t-n→t)(i)</sub></u>		<u>Semanas (n)</u>					
<u>Variáveis Independentes</u>	<u>Coefficientes</u>	-7	-6	-5	-4	-3	-2
<u>ratingchange<sub>(t)(i)</sub></u>	<b>β<sub>1</sub></b>	<b>-4,50</b>	<b>-4,22</b>	<b>-3,99</b>	<b>-3,34</b>	<b>-3,15</b>	<b>-2,54</b>
	Estat. T	-3,45	-3,27	-3,16	-2,72	-2,59	-2,12
<u>ratingchange<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></u>	<b>β<sub>2</sub></b>	<b>1,63</b>	<b>1,60</b>	<b>1,53</b>	<b>1,41</b>	<b>1,31</b>	<b>1,09</b>
	Estat. T	2,14	2,15	2,06	1,93	1,83	1,55
<u>cdschange<sub>(t-n→t)(i)</sub></u>	<b>β<sub>3</sub></b>	<b>1,72</b>	<b>1,81</b>	<b>1,78</b>	<b>1,62</b>	<b>2,06</b>	<b>1,38</b>
	Estat. T	7,62	7,42	7,26	6,40	7,08	5,44
<u>cds5ybr<sub>(t)</sub></u>	<b>β<sub>4</sub></b>	<b>-0,12</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,08</b>	<b>-0,06</b>	<b>-0,05</b>	<b>-0,06</b>
	Estat. T	-1,09	-1,00	-0,88	-0,63	-0,68	-0,92
<i>Intercepto</i>	<b>α</b>	<b>0,85</b>	<b>0,76</b>	<b>0,63</b>	<b>0,60</b>	<b>0,49</b>	<b>0,44</b>
	Estat. T	9,59	9,15	8,20	8,69	8,74	9,02
Multiple R-squared		0,0060	0,0061	0,0061	0,0051	0,0068	0,0043
Adjusted R-squared		0,0059	0,0059	0,0060	0,0050	0,0067	0,0042
F-statistic		57,47	58,70	58,61	48,72	65,05	40,84

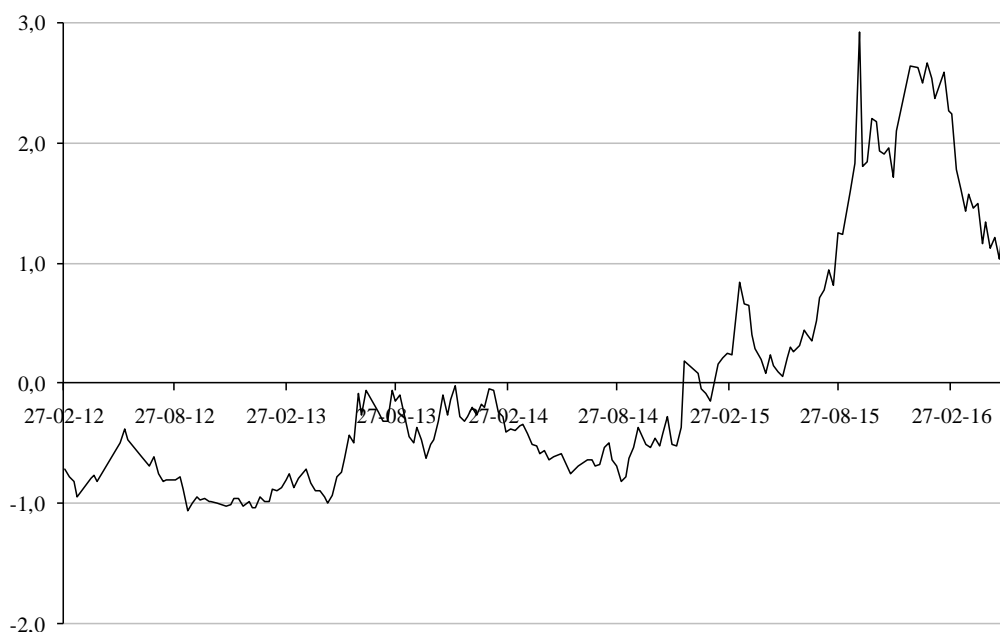
Nota: Regressão base do primeiro teste, para verificar a sensibilidade do *yield* dos *eurobonds* da amostra às mudanças no rating associado à dívida, condicional ao nível do CDS associado à dívida soberana brasileira. A variável dependente é  $ytwchange_{(t-n→t)(i)}$ , que mede a variação acumulada do *yield to maturity* do *eurobond*, em pontos percentuais, nas *n* semanas anteriores à observação do momento *t*, ou seja, a variação entre o momento *t-n* até *t*. As variáveis dependentes são: (a)  $ratingchange_{(t)(i)}$ : variável que mede de maneira escalar o número de níveis de mudança do rating associado ao *eurobond* no momento *t* em relação à observação anterior, *t-1*, valores positivos representam upgrade e valores negativos, downgrades do rating atribuído à dívida; (b)  $ratingchange_{(t)(i)} \times cds5ybr_{(t)}$ : interação entre a variável citada anteriormente e o CDS de 5 anos associado à dívida soberana brasileira, variável normalizada para o período estudado; (c)  $cdschange_{(t-n→t)(i)}$ : diferença entre o CDS Spread (normalizado) associado à dívida soberana brasileira de cinco anos entre a semana *t-n* e a semana *t*; e (d)  $cds5ybr_{(t)}$ : cf. citado anteriormente, CDS de 5 anos associado à dívida soberana brasileira, variável normalizada para o período estudado. Tendo em vista que a base de dados para essa regressão possui observações semanais de variáveis acumuladas em “*n*” semanas, utilizamos o método de Newey-West para calcular os erros padrão dos coeficientes.

O coeficiente associado à principal variável de estudo do teste, *ratingchange*, tem o sentido esperado e é estatisticamente significativo. A relação negativa entre a variável *ratingchange* e a variável *ytmchange* ocorre porque aumento no nível do *rating* atribuído à dívida representa avaliação das agências de *rating* de que existe menor risco de inadimplência ou, ao menos, menor perda esperada devido à inadimplência (“*expected default loss*”). A maior a certeza que os participantes do mercado têm sobre a realização dos fluxos futuros de pagamento que os *eurobonds* representam se reflete em apreciação do valor de mercado de tais dívidas, ou seja, em redução do *yield to maturity* do título.

No entanto, esse comportamento não é inteiramente válido nos períodos em que se verificam altos níveis do *CDS Spread*. O coeficiente associado à interação entre as variáveis *ratingchange* e *cds5ybr*, isto é,  $\beta_2$ , tem sinal oposto ao do o coeficiente associado à variável *ratingchange* isoladamente,  $\beta_1$ . Portanto, o efeito da mudança de *rating* sobre a taxa do papel depende do *CDS Spread*.

Usando as estimativas da regressão, podemos concluir que, num caso extremo, sempre o nível de *cds5ybr* iguala ou supera  $\beta_1 / [ -\beta_2 ]$ , a mudança de *rating* ou não terá efeito sobre a taxa do papel ou terá efeito contrário ao esperado, se extrapolarmos para um caso extremo.

**Figura 6 – Nível do CDS Spread da dívida pública brasileira de cinco anos, variável normalizada para o período de interesse**



A resposta assimétrica da taxa de negociação dos *eurobonds* à mudança de *rating* reforça a idéia de que existe uma importante relação entre o risco soberano e o risco corporativo no país. A deterioração do risco soberano implicou em aumento da taxa de negociação de dívidas corporativas brasileiras, e as revisões negativas da qualidade do crédito corporativo não produziram inteiramente o efeito esperado nos preços de mercado. Considerando que os agentes do mercado financeiro são racionais, esse resultado só é possível se considerarmos que ou (i) os investidores do mercado não concordaram inteiramente com as revisões de classificação feitas pelas agências de *rating* nesse período, por considerá-las equivocadas ou exageradas, ou (ii) os participantes do mercado de negociação de *eurobonds* consideraram que tal deterioração do crédito já estava, ao menos, parcialmente refletida nos preços de mercado.

Partindo do pressuposto que a informação da revisão de *rating* nesse período era sim relevante e não equivocada – ou seja, pressupondo que não apenas os investidores do mercado de *eurobonds* são racionais, mas também as agências de *rating* – resta a hipótese de que os preços dos *eurobonds* já refletiam parte da informação da deterioração da capacidade de pagamento das empresas emissoras, isso porque, acompanhando o movimento do CDS *Spread*, as taxas de negociação dos *eurobonds* já estavam em patamar mais alto.

A relação entre a tempestividade da revisão de ratings e o aumento do risco de default já foi estudada anteriormente na literatura sobre análise de crédito, um campo de estudo que ganhou bastante destaque no período pós-crise financeira de 2008, quando o escrutínio sobre os bancos e sua exposição a riscos passou a ser mais relevante em termos regulatórios. Dentre os estudos dessa literatura, existe uma abordagem que pode explicar a relação mencionada anteriormente (a reação antecipada dos yields to maturity em relação às revisões de *rating*): o Modelo KMV, que estima a “Expectativa de Frequência de Default” (ou “*Expected Default Frequency*”, em inglês), uma medida da probabilidade de *default* de uma dívida, usa como base o Modelo de Merton - e carrega alguns aprimoramentos (por exemplo, o default pode acontecer em qualquer momento até o vencimento, e não apenas no vencimento, como no Modelo de Merton original, que usa a simplificação de um título com pagamento único, no vencimento).



No Modelo KMV (e também no Modelo de Merton), o *equity* da empresa é visto como uma opção de compra (“*call option*”, em inglês) sobre os ativos da empresa, cujo preço de exercício é igual ao valor da dívida da companhia. Dessa forma, a probabilidade do evento de default depende do valor de mercado dos ativos da empresa, da volatilidade do valor dos ativos, entre outros. O resultado mais relevante, no âmbito do presente estudo, é que as estimativas de “*Expected Default Frequency*” – calculadas com o uso de variáveis obtidas dos mercados de ações e dívida – para uma determinada firma pode antecipar em até um ano a revisão de *rating* por agências especializadas. Dessa forma, a relação que verificamos nas regressões da Tabela 2, entre as revisões de *rating* e o nível do CDS, pode ser fruto apenas da defasagem da reação das agências de rating às informações de mercado já incorporadas ao *CDS Spread* associado à dívida soberana brasileira.

Para empresas que tem a União Federal em sua base acionária há uma justificativa mais forte para a relação entre os riscos corporativos e soberano: como o governo tem algum nível de ingerência sobre as decisões dessas instituições, não é possível afirmar que o fluxo de caixa do governo e dessas empresas são completamente independentes. Para testar a relação entre o CDS *spread* da dívida pública e a reação dos preços das dívidas dessas empresas à revisões no *rating* segmentamos parte da amostra, para considerar apenas títulos emitidos por empresas das quais a União Federal é acionista, ditas emissões “quase-soberanas”. Os resultados estão resumidos na Tabela 3, considerando o período acumulado de quatro semanas, e comparado com os resultados da amostra completa.

Como podemos ver na Tabela 3, em ambas as regressões, os coeficientes têm o sinal esperado: revisão positiva do *rating* e redução do CDS Spread associado à dívida pública implicam em redução da *yield* do papel. Verifica-se também que a reação dos preços à mudança de *rating* depende do nível do CDS Spread também para as emissões “quase-soberanas”. No entanto, apesar dos sinais dos coeficientes serem semelhantes, os valores absolutos são diferentes. Por exemplo, a reação do *yield* à revisão do *rating* é menor nos casos as emissões “quase-soberanas” (ou seja, o módulo  $\beta_1$  é menor na segunda regressão), por outro lado, o coeficiente da iteração entre o nível do CDS Spread e a mudança de *rating*,  $\beta_2$ , é maior em relação a  $\beta_1$  no segundo caso. Portanto, para esses casos a reação

dos preços dos títulos depende muito mais do nível do CDS Spread do que no caso geral e a informação da revisão do *rating* pode chegar a ser inócua em níveis muito mais baixos do “risco-país”.

**Tabela 3 - Regressão base do teste 1: *Rating, yield to maturity* e nível do CDS, para amostra completa e para emissões quase-soberanas**

<b>Variável Dependente</b>				
<b>ytwchange<sup>n</sup><sub>(t-n)(i)</sub></b>		<b>Semanas (n) = -4</b>		
<b><u>Variáveis Independentes</u></b>	<b><u>Coefficientes</u></b>	Amostra completa	Emissões quase-soberanas	Demais emissões
<b>ratingchange<sub>(t)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_1</math></b>	<b>-3,34</b>	<b>-0,31</b>	<b>-4,48</b>
	Estatística T	-10,28	-3,89	-10,65
<b>ratingchange<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	<b><math>\beta_2</math></b>	<b>1,41</b>	<b>0,50</b>	<b>1,76</b>
	Estatística T	6,49	8,14	6,47
<b>cdschange<sup>n</sup><sub>(t)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_3</math></b>	<b>1,62</b>	<b>1,36</b>	<b>1,68</b>
	Estatística T	9,45	27,94	7,88
<b>cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	<b><math>\beta_4</math></b>	<b>-0,06</b>	<b>-0,05</b>	<b>-0,05</b>
	Estatística T	-0,94	-2,96	-0,57
<b>Intercepto</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>0,60</b>	<b>0,19</b>	<b>0,70</b>
	Estatística T	9,88	10,57	9,30
Multiple R-squared		0,00514	0,11140	0,00568
Adjusted R-squared		0,00504	0,11090	0,00555
F-statistic		48,72	222,20	43,69
$\beta_1 / [ -\beta_2 ]$		2,37	0,63	2,55

Nota: Metodologia semelhante à adotada na Tabela 2, com segmentação da amostra entre títulos emitidos por empresas que tem a União Federal como acionista, ditas emissões “quase-soberanas”, e títulos de empresas de capital 100% privado, para verificar a sensibilidade do *yield* dos *eurobonds* da amostra à mudanças no *rating* associado à dívida, condicional ao nível do CDS associado à dívida soberana brasileira. A variável dependente é  $ytwchange_{(t-n \rightarrow t)(i)}$ , que mede a variação acumulada do *yield to maturity* do *eurobond*, em pontos percentuais, nas n semanas anteriores à observação do momento t, ou seja, a variação entre o momento t-n até t. As variáveis dependentes são: (a)  $ratingchange_{(t)(i)}$ : variável que mede de maneira escalar o número de níveis de mudança do *rating* associado ao *eurobond* no momento t em relação à observação anterior, t-1, valores positivos representam upgrade e valores negativos, downgrades do *rating* atribuído à dívida; (b)  $ratingchange_{(t)(i)} \times cds5ybr_{(t)}$ : interação entre a variável citada anteriormente e o CDS de 5 anos associado à dívida soberana brasileira, variável normalizada para o período estudado; (c)  $cdschange_{(t-n \rightarrow t)(i)}$ : diferença entre o CDS Spread (normalizado) associado à dívida soberana brasileira de cinco anos entre a semana t-n e a semana t; e (d)  $cds5ybr_{(t)}$ : cf. citado anteriormente, CDS de 5 anos associado à dívida soberana brasileira, variável normalizada para o período estudado.

O teste abordado tem algumas limitações: (i) o nível do *rating* associado ao título é uma variável ordinal, e não intervalar – isto é, não representa corretamente quão boas ou quão ruins são as notícias, (ii) para os títulos de empresas associadas ao governo federal a definição do *rating* pode levar em consideração os riscos associados à deterioração das contas da União, dessa forma a informação da revisão do *rating* não é completamente independente da evolução do CDS *Spread*.

### 3.2.

#### Teste 2: EPS, *yield to maturity* e nível do CDS

Na tentativa de superar algumas limitações do teste anterior, adicionamos como variável explicativa da variação dos *yields* dos *eurobonds* a diferença entre o lucro por ação (adiante também chamado de “EPS” ou “*earnings per share*”) divulgado pela empresa trimestralmente e o lucro esperado pelo mercado, ou seja, a surpresa do mercado em relação ao EPS divulgado pela empresa emissora de *eurobonds*.

De forma semelhante ao teste realizado anteriormente, o objetivo é testar se a reação do mercado de dívida corporativa negociada no exterior a notícias específicas sobre a empresa é alterada devido ao nível do CDS *Spread*.

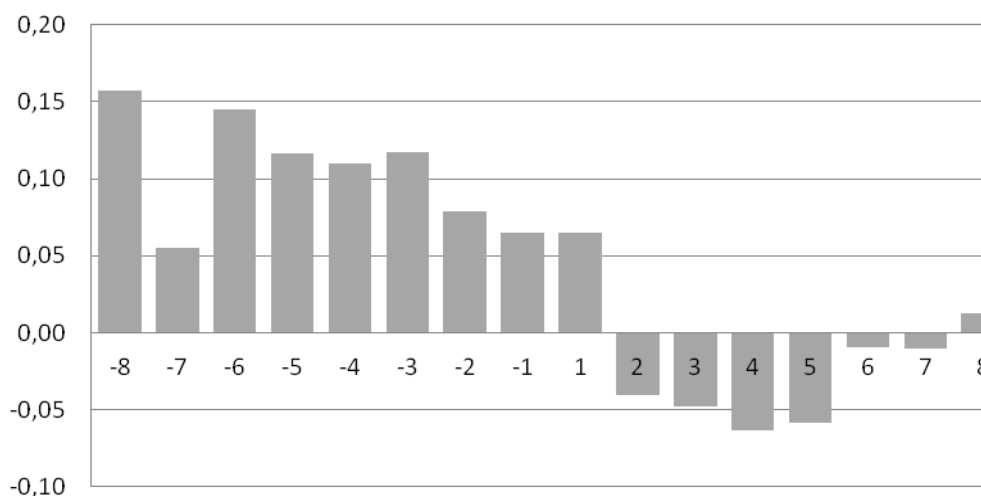
As vantagens do uso dessa variável em relação à mudança de *rating* são: (i) a surpresa do mercado sobre o EPS da empresa é uma variável em escala de razão e não uma variável ordinal, ou seja, nesse caso é possível mensurar quantitativamente a diferença entre dois níveis da variável; e (ii) a surpresa sobre o EPS é uma variável definida pelo mercado, tendo em vista que é resultado da avaliação de analistas especializados que acompanham os números da empresa em gestoras de recursos, bancos e etc. A qualidade dessa informação pode ser medida pela sua relação com o desempenho das ações das empresas: tudo mais constante, um EPS efetivo maior do que o esperado deveria se refletir em revisão para cima do *valuation* da empresa: analisando pela ótica do fluxo de caixa gerado para o investidor, a simples perspectiva de maiores dividendos no curto prazo (dado o lucro maior que o esperado) já justifica a revisão para cima do preço da ação.

Os dados da surpresa no EPS foram coletados na Bloomberg para as empresas listadas em bolsa de valores que compõe a amostra original usada no

teste anterior. Os dados disponíveis são: o EPS esperado com base na expectativa de analistas participantes do mercado acionário, o EPS efetivo divulgado trimestralmente pela empresa e a data de divulgação das informações contábeis pela empresa em questão. As informações estão disponíveis apenas para empresas abertas com ações negociadas em bolsa, dessa forma, a amostra foi limitada para 41 empresas, com um total de 475 observações de anúncios de resultados trimestrais.

Para avaliar a qualidade do indicador fornecido pela Bloomberg, verificamos a correlação da surpresa no EPS (medida como a diferença percentual entre o EPS efetivo e o EPS esperado) com o desempenho da ação acumulado em “n” semanas antes e depois da data de anúncio dos resultados financeiros da empresa. O resultado está resumido na Figura 4 abaixo. No eixo horizontal temos o número de semanas em que foram acumuladas as variações das ações analisadas em relação à data de divulgação, no eixo vertical temos a correlação entre a surpresa no EPS e a variação acumulada da ação no período, ou seja, no primeiro ponto temos a correlação entre a variação acumulada das ações nas oito semanas anteriores à divulgação dos resultados trimestrais e a surpresa no EPS; no último ponto temos a correlação entre a variação acumulada das ações nas oito semanas seguintes à divulgação dos resultados trimestrais e a surpresa no EPS.

**Figura 7 - Correlação entre a surpresa no EPS a variação acumulada da ação em 'n' semanas antes e depois do anúncio**



Nota: A informação contida no gráfico é a correlação entre a surpresa no EPS a variação acumulada da ação em 'n' semanas antes ou depois do anúncio, importante notar que as variações analisadas estão sempre baseadas na data anúncio das informações financeiras trimestrais. O eixo

vertical representa a correlação entre a surpresa no EPS e a variação acumulada no preço da ação. No eixo horizontal é informado o número de semanas antes e depois do anúncio das informações financeiras trimestrais.

O resultado acumulado nas semanas anteriores à divulgação dos resultados financeiros da empresa demonstra antecipação do sentido da surpresa no EPS: as ações das empresas que tiveram resultados financeiros superiores ao esperado pelo mercado tiveram desempenho positivo nas semanas que antecedem a divulgação dos resultados. O sentido da relação se inverte nas semanas seguintes ao anúncio, para depois retomar o sentido esperado: correlação positiva entre a surpresa no EPS divulgado e o desempenho das ações da empresa. O resultado também está alinhado com a literatura sobre *post-earnings announcement drift*. O estudo de Foster, Olsen e Shevlin, de 1984, demonstrou que os retornos anormais de ações de uma amostra com dados de 1974 a 1981, são positivamente correlacionados com o lucro não-esperado padronizado (em inglês: “*standardized unexpected earnings*”), estimado por meio de um modelo autoregressivo, a relação positiva entre *earnings* e desempenho das ações é verificada mesmo antes da data de divulgação das informações financeiras.

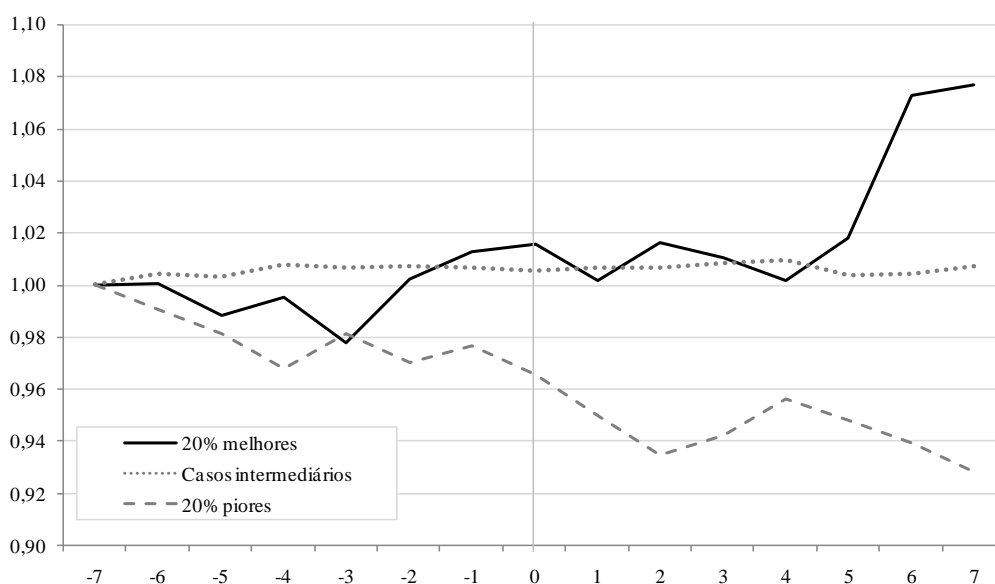
Apesar de demonstrar reação antecipada à informação que, a princípio, deveria ser inteiramente nova, a relação demonstrada pelo gráfico corrobora a qualidade dos dados contidos na série coletada na Bloomberg. Eliminamos então eventuais suspeitas de que os dados coletados de EPS esperado sejam descolados da realidade, sem relação com os dados efetivos, devido à baixa qualidade das previsões coletadas ou devido a possíveis problemas na tempestividade da coleta de informações, entre outros.

Como a informação contida na correlação analisada acima pode ser fruto da mudança na variância dos dados devido ao prazo de acumulação das variações dos preços das ações, alternativamente, também levantamos a relação do tamanho relativo da surpresa do EPS (medido como a surpresa em reais dividida pelo preço da ação na data do anúncio) com o desempenho acumulado das ações, descontado da variação do Ibovespa no mesmo período, desde sete semanas antes do anúncio até sete semanas após a divulgação. O resultado está exposto na Figura 5 abaixo. No eixo horizontal está o número de semanas antes (valores negativos) ou depois (valores positivos) da data do anúncio (momento “zero”), no eixo vertical temos o desempenho dos grupos de ações, no momento inicial (oito

semanas antes do anúncio) nivelamos os preços dos grupos de ações a um. A linha contínua preta mostra o resultado agregado das ações das empresas cujos EPS divulgados representaram as 20% maiores surpresas na amostra, a linha tracejada cinza mostra o resultado agregado das ações cujos EPS divulgados representam as 20% piores surpresas entre os casos da amostra e, por fim, a linha cinza pontilhada demonstra o resultado agregado dos casos intermediários. Cada grupo foi ponderado considerando pesos iguais para cada ação da amostra.

Como podemos verificar no gráfico, o resultado acumulado das ações cujos resultados foram mais surpreendentemente positivos para o mercado foram claramente superiores aos demais – ao final das 15 semanas analisadas o preço médio das ações desse primeiro grupo estava, em média, aproximadamente 8% superior ao nível inicial. Por outro lado, as ações das empresas cujos resultados financeiros representaram as surpresas mais negativas tinham, em média, preço aproximadamente 7% menor ao inicial. Para os casos intermediários, ao final do período exposto no gráfico, as ações tinham preço médio cerca de 1% superior ao inicial.

**Figura 8 – Desempenho de grupos de ações, classificados de acordo com a diferença entre o EPS divulgado e o esperado pelo mercado**



Nota: O gráfico representa a evolução do desempenho de grupos de ações ao longo de 14 semanas, classificados de acordo com a diferença entre o EPS divulgado e o esperado pelo mercado em três categorias: os 20% maiores casos de surpresas no EPS, os 20% piores casos de surpresas no EPS e os 60% dos casos que representam a parte intermediária da amostra. O eixo vertical indica o valor do *equally-weighted index* por grupo de ações, normalizado para igualar 1 na primeira semana da

análise. O eixo horizontal informa o número de semanas antes (valores negativos) ou após (valores positivos) a divulgação das informações financeiras trimestrais.

A mesma análise foi realizada para verificar a relação da nova variável (surpresa no EPS divulgado pela empresa em relação ao preço da ação) com a série de *yields* dos *eurobonds* da amostra. De forma semelhante, a Figura 9 contém índices igualmente ponderados (*equally-weighted indexes*) da evolução dos *yields* dos *eurobonds* da amostra. Cada um dos índices representa diferentes grupos de ativos e eventos: a linha contínua preta contém os *eurobonds* das empresas cujas surpresas no EPS trimestral estiveram entre as 20% maiores da amostra, a linha tracejada cinza tem os 20% piores casos (surpresas negativas) e a linha pontilhada cinza tem os casos intermediários.

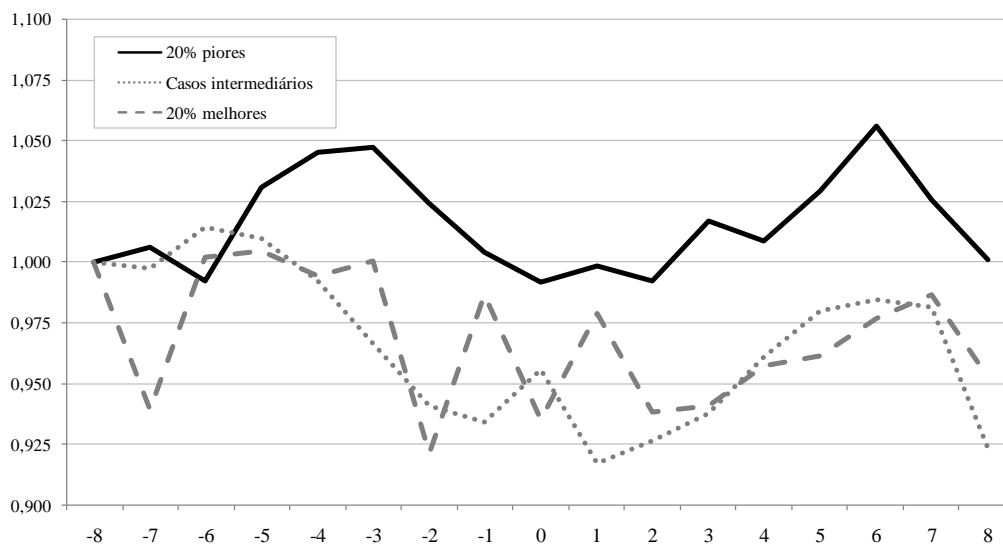
O estudo “*Some initial evidence on the role of accounting earnings in the bond market*”, de Easton, Monahan e Vasvari, analisa a reação dos preços de *eurobonds* a anúncios trimestrais de informações contábeis. Segundo esse estudo, há relação entre o retorno dos *eurobonds* e os *earnings* divulgados pelas empresas. Além disso, uma das conclusões é que os preços dos *eurobonds*, no que diz respeito ao anúncio de *earnings* trimestrais, reagem mais fortemente a surpresas negativas do que a positivas. A explicação para esse comportamento está associada ao formato assimétrico da função de *payoff* para investidor de dívida.

Nesse gráfico, podemos verificar que os piores casos (20% maiores “decepções” quanto aos resultados financeiros das empresas) implicaram em *yields* maiores, ao final do período de 17 semanas, do que os melhores 20% dos casos e os casos intermediários. Apesar da relação entre os melhores casos (maiores surpresas positivas) e os casos intermediários (60% dos casos da amostra mais próximos da média geral) não ser relevantemente diferente – o que pode ser explicado simplesmente por uma tendência mais forte à reação negativa, o que estaria alinhado com o estudo citado anteriormente – a relação generalizada dos dados com o desempenho dos *eurobonds* está de acordo com o esperado: surpresas mais positivas, isto é: lucro por ação acima do esperado indica que a situação financeira da empresa é superior a esperada antes da divulgação da informação efetiva, se essa notícia não vier acompanhada de dados problemáticos sobre a liquidez da empresa – tendo em vista que indicadores de lucratividade podem estar dissociados dos indicadores de geração de caixa da empresa, espera-se que a capacidade de pagamento da firma em relação aos compromissos

assumidos (por exemplo, as dívidas representadas pelos *eurobonds*) também seja considerada superior ao mensurado anteriormente.

Portanto, em geral, espera-se que a divulgação de *earnings per share* superiores ao esperado anteriormente pelo mercado resultem em *yield* mais baixos para os *eurobonds* emitidos pela empresa em questão, além disso, espera-se que quanto mais positivas as surpresas, maior a redução do *yield* das dívidas da empresa. As curvas exibidas na Figura 9 não mostram comportamento dos dados diferente do esperado teoricamente.

**Figura 9 – Variação acumulada do *yield* de *eurobonds*, em grupos de ativos, segregados de acordo com a diferença entre o EPS divulgado e o esperado pelo mercado**



Nota: O gráfico representa a evolução do *yield to maturity* de grupos de *eurobonds* ao longo de 16 semanas, classificados de acordo com a diferença entre o EPS divulgado e o esperado pelo mercado em três categorias: os 20% maiores casos de surpresas no EPS, os 20% piores casos de surpresas no EPS e os 60% dos casos que representam a parte intermediária da amostra. O eixo vertical indica o valor do *equally-weighted index* por grupo de títulos, normalizado para igualar 1 na primeira semana da análise. O eixo horizontal informa o número de semanas antes (valores negativos) ou após (valores positivos) a divulgação das informações financeiras trimestrais.

Considerando os argumentos a favor da validade dessa nova variável, incluímos a nova informação na regressão base do segundo teste do presente trabalho:



$$\text{ytmchange}_{(t-n \rightarrow t)(i)} = \alpha + \beta_1 \times \text{eps\_surprise}_{(t)(i)} + \beta_2 \times (\text{eps\_surprise}_{(t)(i)} \times \text{cds5ybr}_{(t)}) + \beta_3 \times \text{cdschange}_{(t-n \rightarrow t)}$$

Sendo:

$\text{ytmchange}_{(t-n \rightarrow t)(i)}$ :	Varição acumulada do <i>yield to maturity</i> implícito no preço de mercado do <i>eurobond</i> nas <i>n</i> semanas anteriores à observação.
$\text{cds5ybr}_{(t)}$ :	CDS <i>Spread</i> associado à dívida soberana brasileira de cinco anos no momento da divulgação dos resultados trimestrais pela firma, variável normalizada para o período estudado.
$\text{cdschange}_{(t-n \rightarrow t)}$ :	Varição acumulada do CDS <i>Spread</i> associado à dívida soberana brasileira de cinco anos nas <i>n</i> semanas anteriores ou posteriores à divulgação dos resultados financeiros trimestrais das empresas da amostra.
$\text{eps\_surprise}_{(t)(i)}$ :	Razão entre (i) a diferença entre o EPS trimestral divulgado pela empresa e o EPS esperado pelos participantes mercado acionário selecionados pela Bloomberg e (ii) o preço da ação no dia do anúncio dos resultados financeiros trimestrais.

Os dados utilizados foram coletados para o período entre fevereiro de 2012 e junho de 2016 e envolvem 475 eventos de divulgação de informações financeiras trimestrais para 41 empresas brasileiras. Considerando essa amostra, variável *eps\_surprise* tem média -0,33%, mínimo de -114,71%, máximo de 303,75% e desvio padrão de 20,53%. A média do valor financeiro da surpresa do EPS é de - R\$ 0,06 (seis centavos de real, negativos).

O objetivo desse teste é analisar o coeficiente  $\beta_2$ , para verificar se a reação dos preços dos títulos privados é afetada pela divulgação da informação do EPS e, mais importante, pela conseqüente surpresa em relação ao EPS esperado, dependendo do nível do CDS Spread da dívida soberana brasileira.

A construção da regressão do presente teste é bastante semelhante ao que tínhamos no primeiro teste: a variável dependente é a variação do *yield* dos títulos de dívida da amostra (medido como a diferença entre os *yields* de duas datas diferentes, em pontos percentuais) e como variáveis independentes temos (i) a variação do CDS *Spread* associado à dívida pública brasileira, como variável que explica os movimentos gerais do mercado de dívida negociada no exterior e, portanto, positivamente correlacionado à variável dependente; (ii) a surpresa em do mercado acionário sobre o EPS divulgado pelas empresas emissora dos

*eurobonds* da amostra; e (iii) a iteração da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS na semana da divulgação da informação.

Esperamos, pelos motivos listados anteriormente, que uma surpresa positiva no EPS divulgado por determinada empresa, tudo mais constante, tenha o efeito de reduzir o *yield* ao qual são negociadas as dívidas dessa empresa, portanto esperamos que  $\beta_1$  (o coeficiente da variável *eps\_surprise*) seja negativo.

Para o coeficiente  $\beta_2$  há as seguintes possibilidades: (i) se o coeficiente for estatisticamente significativo e negativo, haverá reforço da relação esperada entre a variável *eps\_surprise* e o *yield* dos *eurobonds* em momentos de risco-país mais alto – representando uma possível reação mais sensível e amplificada dos preços em relação a informações sobre o desempenho financeiro da empresa em momentos de crise no país; (ii) se o coeficiente não for estatisticamente significativo, podemos concluir que não há evidência de alteração do comportamento dos preços em relação à variável *eps\_surprise* devido a mudanças no nível do CDS Spread; e por fim, (iii) se o coeficiente for estatisticamente significativo e positivo, há redução do efeito da surpresa no EPS quando o nível do CDS Spread é mais alto, indicando menor efeito geral dessa informação sobre os preços.

Os resultados efetivos estão resumidos na Tabela 4. A regressão foi estimada com diferentes prazos de acumulação das variações utilizadas: a primeira tem a variação dos *yields* e do CDS *Spread* em sete semanas anteriores à divulgação do EPS, enquanto a última tem a variação dessas variáveis do momento da divulgação até sete semanas depois do anúncio. O teste em diferentes prazos visa capturar eventuais respostas do preço às variáveis de interesse que venham a ocorrer antes ou depois do anúncio das informações financeiras oficiais pela empresa.

Analisando os resultados efetivos podemos verificar que apenas o coeficiente  $\beta_3$ , associado à variação do CDS *Spread* no período de análise, é estatisticamente significativo para todos os prazos analisados, além disso, o sinal do coeficiente está de acordo com o esperado.

O coeficiente  $\beta_3$ , associado à variável *eps\_surprise*, é estatisticamente significativo nas regressões estimadas com as variações em quatro e seis semanas após a divulgação do EPS. Para esses casos,  $\beta_3$  pode ser considerado

estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%. Por outro lado, chama atenção o fato do coeficiente estimado não ser estatisticamente significativo para as regressões que consideram as variações acumuladas a partir de semanas anteriores à divulgação dos resultados financeiros, tendo em vista que a análise inicial sobre os dados demonstrava que a surpresa no EPS era incorporada aos preços dos *eurobonds* antes da divulgação oficial. Esse resultado implica que não foi possível verificar econometricamente a relação antecipada que, graficamente, está explícita na Figura 6. Ao contrário: a evidência econométrica é que a variável *eps\_surprise* tem impacto nos preços dos *eurobonds* semanas após a divulgação do EPS efetivo, o que diverge da literatura sobre a relação do EPS com o preço de ações (Foster, Olsen e Shevlin), por exemplo. Considerando que a informação é antecipada em um mercado (ações), esperávamos que o mesmo ocorresse para o mercado de dívida.

Adicionalmente, o coeficiente de maior interesse para o teste realizado,  $\beta_2$ , associado à iteração da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS na semana da divulgação da informação, é estatisticamente significativo nas regressões que consideram a variação acumulada dos preços entre a data de divulgação e de três até sete semanas após esta data de referência. Em todos esses casos o coeficiente tem sinal negativo, semelhante ao coeficiente  $\beta_3$  (associado à variável *eps\_surprise*). Portanto, verifica-se reação mais sensível e amplificada dos preços em relação a informações sobre o desempenho financeiro da empresa em momentos de crise fiscal. Podemos concluir que a informação sobre a situação financeira da empresa não é ignorada em momentos de maior risco fiscal soberano. Os participantes do mercado de *eurobonds* reagem à informação avaliada e, inclusive, mais fortemente em momentos de maior risco.

Segregando a amostra entre observações de surpresas positivas no EPS de surpresas negativas, podemos verificar que a resposta verificada para o caso geral pode ser atribuída basicamente às surpresas positivas: nesse caso, de fato, os preços reagem às surpresas positivas e a reação é potencializada pelo risco soberano (vide Tabela 5), por outro lado, controlando para o nível do risco soberano, em geral, não há reação dos preços às surpresas negativas no EPS (vide Tabela 6), e apenas na regressão com variáveis acumuladas em sete semanas após

a divulgação do EPS o coeficiente  $\beta_4$ , associado à interação entre as variáveis *eps\_surprise* e *cds5ybr*, é estatisticamente significativa.

Conforme citado anteriormente, o estudo “*Some initial evidence on the role of accounting earnings in the bond market*”, de Easton, Monahan e Vasvari, conclui que os preços dos *eurobonds* reagem mais fortemente a notícias negativas do que a positivas, no que diz respeito ao anúncio de *earnings* trimestrais. A evidência verificada nos dados analisados para o caso brasileiro indica o oposto. Uma possível explicação para isso pode residir na instabilidade do CDS associado à dívida pública no caso brasileiro em relação às amostras que utilizam dados de países desenvolvidos. Nesses casos, a reação à deterioração das finanças nacionais (conforme medido pela variável  $cdschange_{(t-n \rightarrow t)}$ ) pode se confundir com uma proxy para as notícias negativas associadas às empresas especificamente, além do efeito via câmbio citado anteriormente.

A literatura relacionando especificamente a variável *eps\_surprise* e títulos de dívida é limitada, um dos poucos trabalhos sobre o assunto é o estudo de J. L. Callen, J. Livnat e D. Segal, de 2007, que analisou o impacto da surpresa em *earnings* sobre o risco de crédito de firmas, medido pelos *Credit Default Swaps* (CDS) sobre as dívidas dessas firmas. A principal conclusão do estudo citado, no que diz respeito ao presente trabalho, é que a informação de *earnings* maiores ou menores do que o esperado tem impacto sobre o risco de crédito, apesar das evidências apontarem que o efeito existe no curto prazo (CDS com prazo de um ano), mas não no longo prazo. Para o caso geral, chegamos a uma conclusão semelhante: a surpresa em *earnings* tem impacto sobre o risco de crédito, mas não mensurado pela taxa do CDS associado à dívida, mercado pouco desenvolvido no caso brasileiro, mas sim conforme medido pela taxa de negociação do título no mercado secundário. Por outro lado, como a amostra utilizada neste trabalho é restrita a um período de tempo pequeno em relação ao que há no estudo mencionado (1994 a 2004), não tivemos conclusões a respeito da duração do impacto em curto e longo prazo. Para a análise segmentada pela direção da surpresa (positivas ou negativas), chegamos a uma conclusão que diverge do visto na literatura. Associamos essa distorção à instabilidade do CDS associado à dívida pública no caso brasileiro.

Paralelamente, para verificar a consistência desse resultado com o que é consenso na literatura sobre a relação entre *earnings surprise* e o desempenho de

ações (Easton, Monahan e Vasvari), teste semelhante ao realizado para checar a relação entre os *yields* dos *eurobonds* e a surpresa no EPS foi aplicado para a variação dos preços das ações. A regressão utilizada é similar à anterior, mudando apenas a variável dependente. A variável  $\text{equitychange}_{(t-n \rightarrow t)(i)}$  mede a variação percentual do preço das ações das empresas da amostra entre  $t$  semanas antes e depois do anúncio dos dados financeiros trimestrais, sempre em relação à data de anúncio.

A regressão pode ser expressa da seguinte forma:

$$\text{equitychange}_{(t-n \rightarrow t)(i)} = \alpha + \beta_1 \times \text{eps\_surprise}_{(t)(i)} + \beta_2 \times (\text{eps\_surprise}_{(t)(i)} \times \text{cds5ybr}_{(t)}) + \beta_3 \times \text{cdschange}_{(t-n \rightarrow t)}$$

Todas as variáveis independentes são idênticas às utilizadas no teste anterior, para os *eurobonds*. Os resultados estão discriminados na Tabela 7, para o caso geral (todas as observações de *eps\_surprise* da amostra), na Tabela 8, para os casos de surpresas positivas, e na Tabela 9, para casos de surpresas negativas.

A partir dos resultados listados nas tabelas citadas, podemos concluir que o CDS associado à dívida pública explica a variação dos preços das ações, que a surpresa no EPS afeta os preços das ações, e de forma antecipada à divulgação efetiva das informações financeiras pelas empresas e, além disso, os impactos são sentidos tanto em casos de surpresas positivas quanto negativas, divergindo do que foi encontrado para os *eurobonds*, mas alinhado com a literatura sobre o assunto. Por outro lado, mostrando alguma semelhança com o caso dos *eurobonds*, os preços das ações reagem mais fortemente a surpresas positivas do que negativas em níveis mais altos do CDS associado à dívida pública – vide coeficientes  $\beta_4$  (associado à interação entre as variáveis  $\text{eps\_surprise}_{(t)(i)}$  e  $\text{cds5ybr}_{(t)}$ ) nas tabelas 8 e 9: no caso restrito às surpresas positivas o coeficiente é estatisticamente significativo para todos os prazos analisados, à exceção das quatro semanas em torno do anúncio; por outro lado, o coeficiente  $\beta_4$  é estatisticamente significativo apenas quando consideramos a variação na semana imediatamente posterior à divulgação. Essa assimetria também pode ser associada à instabilidade do CDS associado à dívida pública no caso brasileiro.

**Tabela 4 - Regressão base do teste 2: EPS, yield to maturity e nível do CDS (caso geral)**

$$ytwchange_{(t-n \rightarrow t)(i)} = \alpha + \beta_1 \times eps\_surprise_{(t)(i)} + \beta_2 \times (eps\_surprise_{(t)(i)} \times cds5ybr_{(t)}) + \beta_3 \times cdschange_{(t-n \rightarrow t)}$$

<b>Variável Dependente</b>															
$ytwchange_{(t-n \rightarrow n)(i)}$		Semanas (n)													
<b>Variáveis Independentes</b>	<b>Coefficientes</b>	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5	6	7
<b>Intercept</b>	$\alpha$	<b>0,362</b>	<b>0,217</b>	<b>0,158</b>	<b>0,205</b>	<b>0,195</b>	<b>0,239</b>	<b>0,161</b>	<b>-0,048</b>	<b>-0,135</b>	<b>-0,114</b>	<b>-0,110</b>	<b>-0,221</b>	<b>-0,167</b>	<b>-0,209</b>
	Erro Padrão	0,289	0,281	0,282	0,282	0,272	0,270	0,250	0,049	0,075	0,079	0,085	0,090	0,093	0,091
	Est. T	1,254	0,772	0,560	0,726	0,719	0,888	0,642	-0,973	-1,805	-1,447	-1,305	-2,456	-1,799	-2,306
	P-Valor	0,210	0,440	0,576	0,468	0,472	0,375	0,521	0,331	0,071	0,148	0,192	0,014	0,072	0,021
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub></b>	$\beta_1$	<b>-0,008</b>	<b>-0,006</b>	<b>-0,004</b>	<b>-0,006</b>	<b>0,001</b>	<b>0,005</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	<b>0,006</b>	<b>-0,006</b>	<b>-0,008</b>	<b>-0,007</b>	<b>-0,010</b>	<b>-0,005</b>
	Erro Padrão	0,016	0,016	0,016	0,016	0,015	0,015	0,014	0,003	0,004	0,004	0,005	0,005	0,005	0,005
	Est. T	-0,489	-0,390	-0,253	-0,369	0,083	0,309	-0,011	0,445	1,299	-1,245	-1,706	-1,337	-2,070	-1,069
	P-Valor	0,625	0,697	0,800	0,712	0,934	0,757	0,991	0,656	0,194	0,214	0,088	0,182	0,039	0,285
<b>cdschange<sub>(t-n \rightarrow n)(i)</sub></b>	$\beta_3$	<b>0,563</b>	<b>1,042</b>	<b>0,968</b>	<b>0,916</b>	<b>0,886</b>	<b>0,851</b>	<b>1,140</b>	<b>1,201</b>	<b>1,579</b>	<b>2,385</b>	<b>2,399</b>	<b>2,408</b>	<b>2,214</b>	<b>2,497</b>
	Erro Padrão	0,651	0,614	0,722	0,794	0,945	1,151	1,589	0,234	0,295	0,225	0,199	0,162	0,157	0,165
	Est. T	0,866	1,698	1,341	1,154	0,938	0,740	0,717	5,139	5,350	10,606	12,057	14,883	14,129	15,143
	P-Valor	0,387	0,090	0,180	0,249	0,348	0,460	0,473	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	$\beta_4$	<b>-0,003</b>	<b>-0,003</b>	<b>0,001</b>	<b>-0,004</b>	<b>0,008</b>	<b>0,013</b>	<b>0,002</b>	<b>0,000</b>	<b>0,008</b>	<b>-0,011</b>	<b>-0,015</b>	<b>-0,013</b>	<b>-0,019</b>	<b>-0,015</b>
	Erro Padrão	0,022	0,022	0,022	0,022	0,021	0,021	0,019	0,004	0,006	0,006	0,007	0,007	0,007	0,007
	Est. T	-0,137	-0,143	0,058	-0,169	0,376	0,599	0,110	0,075	1,348	-1,763	-2,306	-1,910	-2,708	-2,149
	P-Valor	0,891	0,886	0,953	0,866	0,707	0,550	0,912	0,940	0,178	0,078	0,021	0,056	0,007	0,032
Multiple R-squared		0,001	0,002	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000	0,021	0,026	0,083	0,105	0,150	0,138	0,155
Adjusted R-squared		-0,002	0,000	-0,001	-0,001	-0,002	-0,002	-0,002	0,019	0,023	0,080	0,102	0,148	0,136	0,153
F-statistic (3 and 1257)		0,346	1,016	0,646	0,488	0,367	0,329	0,182	8,959	11,020	37,730	48,900	74,020	67,260	76,630

Nota: Resultados da regressão que tem como variável dependente a variação em pontos percentuais do yield to maturity de eurobonds acumulada em “n” semanas antes (valores negativos de “n”) ou depois (valores positivos de “n”) do anúncio de informações financeiras trimestrais, e como variáveis independentes (i) a surpresa do mercado sobre o EPS efetivo divulgado pela empresa trimestralmente medida como a razão entre diferença entre o EPS efetivo e o esperado em pontos percentuais e o preço da ação na data de divulgação das informações financeiras trimestrais, (ii) a variação do CDS Spread sobre a dívida soberana brasileira de 5 anos (variável normalizada para o período estudado) e (iii) a interação da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS associado à dívida soberana brasileira de 5 anos na semana da divulgação da informação. No presente quadro são apresentadas as regressões para diferentes prazos de análise da variação das variáveis de estudo, considerando 100% da amostra (surpresas positivas e negativas sobre o EPS das empresas que constam na amostra).

Tabela 5 - Regressão base do teste 2: EPS, *yield to maturity* e nível do CDS (surpresas positivas)

<b>Variável Dependente</b>															
$ytwchange_{(t-n \rightarrow n)(i)}$		Semanas (n)													
<b>Variáveis Independentes</b>	<b>Coefficientes</b>	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5	6	7
<b>Intercept</b>	$\alpha$	<b>-0,116</b>	<b>-0,163</b>	<b>-0,219</b>	<b>-0,129</b>	<b>-0,051</b>	<b>0,001</b>	<b>-0,092</b>	<b>-0,026</b>	<b>-0,120</b>	<b>-0,169</b>	<b>-0,213</b>	<b>-0,253</b>	<b>-0,266</b>	<b>-0,197</b>
	Erro Padrão	0,141	0,114	0,118	0,119	0,123	0,112	0,118	0,037	0,128	0,133	0,154	0,163	0,169	0,156
	Est. T	-0,822	-1,426	-1,853	-1,090	-0,417	0,008	-0,775	-0,718	-0,941	-1,268	-1,385	-1,557	-1,571	-1,266
	P-Valor	0,411	0,154	0,064	0,276	0,677	0,994	0,439	0,473	0,347	0,205	0,167	0,120	0,117	0,206
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub></b>	$\beta_1$	<b>0,020</b>	<b>0,013</b>	<b>0,014</b>	<b>0,005</b>	<b>0,006</b>	<b>0,010</b>	<b>-0,010</b>	<b>0,004</b>	<b>-0,006</b>	<b>-0,014</b>	<b>-0,021</b>	<b>-0,022</b>	<b>-0,024</b>	<b>-0,006</b>
	Erro Padrão	0,009	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,002	0,009	0,009	0,010	0,010	0,011	0,010
	Est. T	2,110	1,640	1,748	0,667	0,773	1,318	-1,249	1,496	-0,708	-1,564	-2,080	-2,164	-2,257	-0,639
	P-Valor	0,035	0,102	0,081	0,505	0,440	0,188	0,212	0,135	0,479	0,118	0,038	0,031	0,024	0,523
<b>cdschange<sub>(t-n \rightarrow n)(i)</sub></b>	$\beta_3$	<b>1,641</b>	<b>1,726</b>	<b>1,511</b>	<b>1,253</b>	<b>1,198</b>	<b>0,585</b>	<b>1,286</b>	<b>0,705</b>	<b>1,318</b>	<b>2,469</b>	<b>2,562</b>	<b>2,398</b>	<b>2,394</b>	<b>2,172</b>
	Erro Padrão	0,300	0,241	0,280	0,340	0,440	0,505	0,784	0,174	0,532	0,355	0,338	0,261	0,276	0,240
	Est. T	5,475	7,175	5,404	3,684	2,727	1,159	1,641	4,046	2,478	6,953	7,592	9,197	8,669	9,038
	P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,247	0,101	0,000	0,014	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	$\beta_4$	<b>0,040</b>	<b>0,026</b>	<b>0,029</b>	<b>0,013</b>	<b>0,015</b>	<b>0,020</b>	<b>-0,016</b>	<b>0,005</b>	<b>-0,012</b>	<b>-0,027</b>	<b>-0,039</b>	<b>-0,042</b>	<b>-0,044</b>	<b>-0,014</b>
	Erro Padrão	0,015	0,012	0,013	0,013	0,013	0,012	0,013	0,004	0,014	0,014	0,016	0,016	0,017	0,016
	Est. T	2,652	2,093	2,231	1,002	1,124	1,682	-1,263	1,192	-0,875	-1,897	-2,457	-2,530	-2,575	-0,890
	P-Valor	0,008	0,037	0,026	0,317	0,262	0,093	0,207	0,234	0,382	0,058	0,014	0,012	0,010	0,374
Multiple R-squared		0,056	0,084	0,051	0,024	0,014	0,007	0,008	0,030	0,013	0,087	0,104	0,142	0,128	0,127
Adjusted R-squared		0,051	0,079	0,046	0,019	0,009	0,002	0,003	0,025	0,007	0,083	0,099	0,137	0,123	0,123
F-statistic (3 and 573)		11,370	17,570	10,300	4,650	2,685	1,305	1,500	5,862	2,441	18,260	22,060	31,500	27,970	27,880

Nota: Resultados da regressão que tem como variável dependente a variação em pontos percentuais do yield to maturity de eurobonds acumulada em “n” semanas antes (valores negativos de “n”) ou depois (valores positivos de “n”) do anúncio de informações financeiras trimestrais, e como variáveis independentes (i) a surpresa do mercado sobre o EPS efetivo divulgado pela empresa trimestralmente medida como a razão entre diferença entre o EPS efetivo e o esperado em pontos percentuais e o preço da ação na data de divulgação das informações financeiras trimestrais, (ii) a variação do CDS Spread sobre a dívida soberana brasileira de 5 anos (variável normalizada para o período estudado) e (iii) a interação da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS associado à dívida soberana brasileira de 5 anos na semana da divulgação da informação. No presente quadro são apresentadas as regressões para diferentes prazos de análise da variação das variáveis de estudo, considerando apenas eventos de surpresas positivas sobre o EPS das empresas que constam na amostra.

Tabela 6 - Regressão base do teste 2: EPS, *yield to maturity* e nível do CDS (surpresas negativas)

<b>Variável Dependente</b>															
ytwchange <sub>(t-n→n)(i)</sub>		Semanas (n)													
<b>Variáveis Independentes</b>	<b>Coefficientes</b>	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5	6	7
<b>Intercept</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>0,743</b>	<b>0,545</b>	<b>0,461</b>	<b>0,479</b>	<b>0,412</b>	<b>0,444</b>	<b>0,479</b>	<b>-0,094</b>	<b>-0,090</b>	<b>-0,045</b>	<b>0,016</b>	<b>-0,128</b>	<b>-0,029</b>	<b>-0,123</b>
	Erro Padrão	0,556	0,540	0,541	0,539	0,518	0,517	0,478	0,090	0,095	0,103	0,101	0,109	0,110	0,117
	Est. T	1,336	1,008	0,852	0,888	0,796	0,859	1,003	-1,046	-0,941	-0,434	0,160	-1,178	-0,266	-1,048
	P-Valor	0,182	0,314	0,395	0,375	0,426	0,391	0,316	0,296	0,347	0,664	0,873	0,239	0,791	0,295
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_1</math></b>	<b>-0,001</b>	<b>0,001</b>	<b>-0,002</b>	<b>0,003</b>	<b>0,010</b>	<b>0,019</b>	<b>0,024</b>	<b>-0,005</b>	<b>0,009</b>	<b>-0,012</b>	<b>-0,013</b>	<b>-0,011</b>	<b>-0,008</b>	<b>0,027</b>
	Erro Padrão	0,081	0,081	0,081	0,081	0,078	0,077	0,071	0,013	0,014	0,015	0,015	0,016	0,016	0,017
	Est. T	-0,018	0,016	-0,025	0,035	0,126	0,241	0,336	-0,401	0,640	-0,796	-0,853	-0,719	-0,477	1,548
	P-Valor	0,986	0,987	0,980	0,972	0,900	0,810	0,737	0,689	0,522	0,426	0,394	0,472	0,634	0,122
<b>cdschange<sub>(t-n→n)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_3</math></b>	<b>-0,435</b>	<b>0,385</b>	<b>0,326</b>	<b>0,661</b>	<b>0,622</b>	<b>0,988</b>	<b>0,778</b>	<b>1,615</b>	<b>1,633</b>	<b>2,267</b>	<b>2,236</b>	<b>2,383</b>	<b>2,057</b>	<b>2,936</b>
	Erro Padrão	1,234	1,155	1,429	1,432	1,686	1,990	2,746	0,399	0,338	0,289	0,232	0,199	0,176	0,232
	Est. T	-0,353	0,334	0,228	0,461	0,369	0,497	0,283	4,050	4,838	7,850	9,651	11,985	11,685	12,668
	P-Valor	0,725	0,739	0,820	0,645	0,712	0,620	0,777	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	<b><math>\beta_4</math></b>	<b>-0,006</b>	<b>-0,003</b>	<b>0,003</b>	<b>-0,006</b>	<b>0,008</b>	<b>0,006</b>	<b>0,002</b>	<b>0,000</b>	<b>0,014</b>	<b>0,002</b>	<b>0,001</b>	<b>0,003</b>	<b>-0,007</b>	<b>-0,037</b>
	Erro Padrão	0,059	0,059	0,059	0,060	0,058	0,057	0,052	0,010	0,010	0,011	0,011	0,011	0,012	0,013
	Est. T	-0,108	-0,055	0,059	-0,096	0,135	0,100	0,036	0,048	1,302	0,169	0,099	0,275	-0,636	-2,937
	P-Valor	0,914	0,956	0,953	0,923	0,892	0,920	0,972	0,962	0,193	0,866	0,921	0,784	0,525	0,003
Multiple R-squared		0,000	0,000	0,094	0,000	0,000	0,001	0,001	0,024	0,049	0,083	0,120	0,174	0,166	0,195
Adjusted R-squared		-0,004	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004	0,020	0,045	0,079	0,116	0,171	0,163	0,192
F-statistic (3 and 687)		0,060	0,037	0,022	0,071	0,102	0,169	0,115	5,599	11,820	20,710	31,210	48,390	45,670	55,550

Nota: Resultados da regressão que tem como variável dependente a variação em pontos percentuais do yield to maturity de eurobonds acumulada em “n” semanas antes (valores negativos de “n”) ou depois (valores positivos de “n”) do anúncio de informações financeiras trimestrais, e como variáveis independentes (i) a surpresa do mercado sobre o EPS efetivo divulgado pela empresa trimestralmente medida como a razão entre diferença entre o EPS efetivo e o esperado em pontos percentuais e o preço da ação na data de divulgação das informações financeiras trimestrais, (ii) a variação do CDS Spread sobre a dívida soberana brasileira de 5 anos (variável normalizada para o período estudado) e (iii) a interação da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS associado à dívida soberana brasileira de 5 anos na semana da divulgação da informação. No presente quadro são apresentadas as regressões para diferentes prazos de análise da variação das variáveis de estudo, considerando apenas eventos de surpresas negativas sobre o EPS das empresas que constam na amostra).



Tabela 7 – EPS *surprise* e variação do preço de ações (caso geral)

<b>Variável Dependente</b>															
equitychange <sub>(t-n→n)(i)</sub>		Semanas (n)													
<b>Variáveis Independentes</b>	<b>Coefficientes</b>	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5	6	7
<b>Intercept</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>4,52</b>	<b>2,33</b>	<b>2,29</b>	<b>2,32</b>	<b>2,86</b>	<b>1,95</b>	<b>0,00</b>	<b>0,73</b>	<b>0,73</b>	<b>1,58</b>	<b>1,92</b>	<b>1,40</b>	<b>1,37</b>	<b>-0,18</b>
	Erro Padrão	0,629	0,497	0,446	0,384	0,342	0,279	0,169	0,267	0,329	0,375	0,433	0,625	0,581	0,630
	Est. T	7,174	4,693	5,127	6,031	8,361	6,979	0,019	2,729	2,208	4,215	4,432	2,237	2,353	-0,282
	P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,985	0,006	0,027	0,000	0,000	0,025	0,019	0,778
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_1</math></b>	<b>-0,09</b>	<b>0,10</b>	<b>0,09</b>	<b>0,05</b>	<b>0,05</b>	<b>0,01</b>	<b>0,03</b>	<b>0,02</b>	<b>0,04</b>	<b>0,02</b>	<b>0,01</b>	<b>0,08</b>	<b>0,08</b>	<b>0,06</b>
	Erro Padrão	0,035	0,028	0,025	0,022	0,019	0,016	0,010	0,015	0,019	0,021	0,024	0,034	0,032	0,034
	Est. T	-2,542	3,431	3,676	2,448	2,608	0,801	2,643	1,021	2,294	0,990	0,585	2,426	2,625	1,790
	P-Valor	0,011	0,001	0,000	0,015	0,009	0,424	0,008	0,307	0,022	0,322	0,559	0,015	0,009	0,074
<b>cdschange<sub>(t-n→n)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_3</math></b>	<b>-26,59</b>	<b>-20,15</b>	<b>-23,61</b>	<b>-17,48</b>	<b>-20,11</b>	<b>-12,07</b>	<b>-1,37</b>	<b>-10,43</b>	<b>-15,41</b>	<b>-15,75</b>	<b>-12,92</b>	<b>-11,20</b>	<b>-12,67</b>	<b>0,68</b>
	Erro Padrão	1,418	1,085	1,142	1,080	1,188	1,189	1,076	1,270	1,300	1,071	1,018	1,122	0,983	1,361
	Est. T	-18,76	-18,57	-20,68	-16,18	-16,93	-10,15	-1,27	-8,21	-11,85	-14,71	-12,69	-9,98	-12,89	0,50
	P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,204	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,619
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	<b><math>\beta_4</math></b>	<b>-0,13</b>	<b>0,17</b>	<b>0,17</b>	<b>0,11</b>	<b>0,11</b>	<b>0,00</b>	<b>0,03</b>	<b>0,01</b>	<b>0,07</b>	<b>0,05</b>	<b>0,05</b>	<b>0,08</b>	<b>0,08</b>	<b>0,01</b>
	Erro Padrão	0,048	0,039	0,035	0,030	0,027	0,022	0,013	0,021	0,026	0,029	0,033	0,047	0,044	0,047
	Est. T	-2,588	4,432	4,744	3,736	4,086	0,154	2,273	0,313	2,761	1,778	1,463	1,593	1,749	0,173
	P-Valor	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000	0,878	0,023	0,755	0,006	0,076	0,144	0,111	0,080	0,863
Multiple R-squared		0,226	0,222	0,262	0,177	0,190	0,076	0,007	0,052	0,102	0,147	0,114	0,076	0,119	0,003
Adjusted R-squared		0,224	0,220	0,261	0,175	0,188	0,074	0,005	0,050	0,100	0,145	0,112	0,074	0,117	0,001
F-statistic (3 and 1257)		122,038	119,557	149,021	90,260	98,125	34,699	3,115	23,042	47,793	72,183	53,799	34,338	56,421	1,382

Nota: Resultados da regressão que tem como variável dependente a variação acumulada, em pontos percentuais, do preço de ações acumulada em “n” semanas antes (valores negativos de “n”) ou depois (valores positivos de “n”) do anúncio de informações financeiras trimestrais, e como variáveis independentes (i) a surpresa do mercado sobre o EPS efetivo divulgado pela empresa trimestralmente medida como a razão entre diferença entre o EPS efetivo e o esperado em pontos percentuais e o preço da ação na data de divulgação das informações financeiras trimestrais, (ii) a variação do CDS Spread sobre a dívida soberana brasileira de 5 anos (variável normalizada para o período estudado) e (iii) a interação da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS associado à dívida soberana brasileira de 5 anos na semana da divulgação da informação. No presente quadro são apresentadas as regressões para diferentes prazos de análise da variação das variáveis de estudo, considerando 100% da amostra (surpresas positivas e negativas sobre o EPS das empresas que constam na amostra).

Tabela 8 – EPS *surprise* e variação do preço de ações (surpresas positivas)

<b>Variável Dependente</b>															
equitychange <sub>(t-n→n)(i)</sub>		Semanas (n)													
<b>Variáveis Independentes</b>	<b>Coefficientes</b>	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5	6	7
<b>Intercept</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>5,807</b>	<b>3,716</b>	<b>3,462</b>	<b>2,842</b>	<b>3,438</b>	<b>2,566</b>	<b>-0,144</b>	<b>0,600</b>	<b>0,580</b>	<b>1,210</b>	<b>2,714</b>	<b>2,362</b>	<b>-0,030</b>	<b>-3,184</b>
	Erro Padrão	0,838	0,826	0,747	0,648	0,580	0,410	0,245	0,398	0,466	0,587	0,705	1,244	1,072	1,043
	Est. T	6,933	4,498	4,634	4,385	5,924	6,262	-0,589	1,505	1,246	2,062	3,848	1,898	-0,028	-3,053
	P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,556	0,133	0,213	0,040	0,000	0,058	0,978	0,002
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_1</math></b>	<b>0,205</b>	<b>0,172</b>	<b>0,105</b>	<b>0,116</b>	<b>0,120</b>	<b>0,018</b>	<b>0,009</b>	<b>0,010</b>	<b>0,038</b>	<b>0,070</b>	<b>0,058</b>	<b>0,186</b>	<b>0,203</b>	<b>0,255</b>
	Erro Padrão	0,056	0,056	0,051	0,044	0,040	0,028	0,016	0,027	0,031	0,039	0,045	0,079	0,067	0,069
	Est. T	3,628	3,059	2,062	2,619	3,040	0,666	0,571	0,364	1,223	1,816	1,268	2,350	3,019	3,706
	P-Valor	0,000	0,002	0,040	0,009	0,002	0,506	0,568	0,716	0,222	0,070	0,205	0,019	0,003	0,000
<b>cdschange<sub>(t-n→n)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_3</math></b>	<b>-28,616</b>	<b>-20,944</b>	<b>-30,318</b>	<b>-18,850</b>	<b>-22,830</b>	<b>-6,103</b>	<b>7,363</b>	<b>0,658</b>	<b>-2,913</b>	<b>-12,845</b>	<b>-9,686</b>	<b>-9,668</b>	<b>-7,679</b>	<b>6,895</b>
	Erro Padrão	1,784	1,741	1,764	1,856	2,076	1,844	1,624	1,896	1,942	1,562	1,547	1,997	1,748	2,122
	Est. T	-16,04	-12,03	-17,19	-10,16	-11,00	-3,31	4,53	0,35	-1,50	-8,23	-6,26	-4,84	-4,39	3,25
	P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,729	0,134	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	<b><math>\beta_4</math></b>	<b>0,427</b>	<b>0,324</b>	<b>0,209</b>	<b>0,229</b>	<b>0,234</b>	<b>0,031</b>	<b>0,015</b>	<b>0,009</b>	<b>0,078</b>	<b>0,149</b>	<b>0,141</b>	<b>0,267</b>	<b>0,278</b>	<b>0,312</b>
	Erro Padrão	0,090	0,090	0,082	0,071	0,063	0,044	0,026	0,043	0,050	0,062	0,073	0,126	0,107	0,109
	Est. T	4,748	3,608	2,562	3,230	3,691	0,693	0,574	0,220	1,561	2,429	1,950	2,117	2,590	2,854
	P-Valor	0,000	0,000	0,011	0,001	0,000	0,489	0,566	0,826	0,119	0,015	0,052	0,035	0,010	0,004
Multiple R-squared		0,351	0,237	0,368	0,187	0,212	0,021	0,035	0,000	0,009	0,119	0,073	0,051	0,050	0,035
Adjusted R-squared		0,348	0,233	0,365	0,183	0,208	0,015	0,030	-0,005	0,004	0,115	0,068	0,046	0,045	0,030
F-statistic (3 and 573)		103,328	59,196	111,145	43,871	51,454	4,009	6,929	0,087	1,713	25,920	14,962	10,321	10,006	7,018

Nota: Resultados da regressão que tem como variável dependente a variação acumulada, em pontos percentuais, do preço de ações acumulada em “n” semanas antes (valores negativos de “n”) ou depois (valores positivos de “n”) do anúncio de informações financeiras trimestrais, e como variáveis independentes (i) a surpresa do mercado sobre o EPS efetivo divulgado pela empresa trimestralmente medida como a razão entre diferença entre o EPS efetivo e o esperado em pontos percentuais e o preço da ação na data de divulgação das informações financeiras trimestrais, (ii) a variação do CDS Spread sobre a dívida soberana brasileira de 5 anos (variável normalizada para o período estudado) e (iii) a interação da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS associado à dívida soberana brasileira de 5 anos na semana da divulgação da informação. No presente quadro são apresentadas as regressões para diferentes prazos de análise da variação das variáveis de estudo, considerando apenas as surpresas positivas sobre o EPS das empresas que constam na amostra.

Tabela 9 – EPS *surprise* e variação do preço de ações (surpresas negativas)

<b>Variável Dependente</b>															
equitychange <sub>(t-n→n)(i)</sub>		Semanas (n)													
<b>Variáveis Independentes</b>	<b>Coefficientes</b>	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5	6	7
<b>Intercept</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>2,000</b>	<b>0,872</b>	<b>0,692</b>	<b>1,544</b>	<b>1,829</b>	<b>1,811</b>	<b>0,641</b>	<b>1,511</b>	<b>1,422</b>	<b>1,825</b>	<b>0,869</b>	<b>-0,147</b>	<b>1,468</b>	<b>1,785</b>
	Erro Padrão	0,958	0,655	0,555	0,493	0,431	0,407	0,243	0,367	0,475	0,530	0,586	0,608	0,670	0,820
	Est. T	2,086	1,332	1,246	3,133	4,247	4,451	2,644	4,119	2,995	3,443	1,484	-0,243	2,191	2,176
	P-Valor	0,037	0,183	0,213	0,002	0,000	0,000	0,008	0,000	0,003	0,001	0,138	0,808	0,029	0,030
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_1</math></b>	<b>0,116</b>	<b>0,130</b>	<b>0,137</b>	<b>0,047</b>	<b>-0,019</b>	<b>0,149</b>	<b>0,176</b>	<b>0,293</b>	<b>0,338</b>	<b>0,216</b>	<b>0,093</b>	<b>0,061</b>	<b>0,105</b>	<b>0,070</b>
	Erro Padrão	0,139	0,098	0,083	0,074	0,065	0,061	0,036	0,055	0,071	0,079	0,088	0,089	0,098	0,116
	Est. T	0,834	1,326	1,648	0,637	-0,292	2,453	4,901	5,353	4,758	2,716	1,065	0,677	1,062	0,605
	P-Valor	0,404	0,185	0,100	0,525	0,770	0,014	0,000	0,000	0,000	0,007	0,287	0,499	0,289	0,545
<b>cdschange<sub>(t-n→n)(i)</sub></b>	<b><math>\beta_3</math></b>	<b>-20,66</b>	<b>-17,96</b>	<b>-14,44</b>	<b>-15,38</b>	<b>-16,80</b>	<b>-15,27</b>	<b>-6,96</b>	<b>-18,74</b>	<b>-23,31</b>	<b>-18,08</b>	<b>-16,07</b>	<b>-12,77</b>	<b>-16,20</b>	<b>-4,48</b>
	Erro Padrão	2,126	1,399	1,468	1,309	1,402	1,565	1,393	1,623	1,683	1,483	1,346	1,113	1,073	1,743
	Est. T	-9,71	-12,84	-9,83	-11,75	-11,98	-9,76	-5,00	-11,55	-13,85	-12,19	-11,94	-11,48	-15,10	-2,57
	P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010
<b>eps_surprise<sub>(t)(i)</sub> × cds5ybr<sub>(t)</sub></b>	<b><math>\beta_4</math></b>	<b>-0,556</b>	<b>0,038</b>	<b>0,006</b>	<b>0,037</b>	<b>0,060</b>	<b>-0,087</b>	<b>-0,042</b>	<b>-0,130</b>	<b>-0,066</b>	<b>-0,092</b>	<b>-0,048</b>	<b>-0,013</b>	<b>0,012</b>	<b>-0,027</b>
	Erro Padrão	0,102	0,072	0,061	0,055	0,048	0,045	0,026	0,040	0,052	0,057	0,063	0,064	0,071	0,084
	Est. T	-5,472	0,523	0,098	0,683	1,254	-1,950	-1,593	-3,267	-1,263	-1,606	-0,761	-0,199	0,164	-0,322
	P-Valor	0,000	0,601	0,922	0,495	0,210	0,052	0,112	0,001	0,207	0,109	0,447	0,843	0,870	0,748
Multiple R-squared		0,200	0,198	0,128	0,171	0,175	0,137	0,075	0,195	0,237	0,183	0,175	0,162	0,250	0,010
Adjusted R-squared		0,196	0,194	0,124	0,168	0,172	0,133	0,071	0,191	0,234	0,180	0,171	0,158	0,246	0,006
F-statistic (3 and 687)		57,211	56,519	33,633	47,360	48,658	36,413	18,670	55,378	71,160	51,440	48,527	44,318	76,236	2,370

Nota: Resultados da regressão que tem como variável dependente a variação acumulada, em pontos percentuais, do preço de ações acumulada em “n” semanas antes (valores negativos de “n”) ou depois (valores positivos de “n”) do anúncio de informações financeiras trimestrais, e como variáveis independentes (i) a surpresa do mercado sobre o EPS efetivo divulgado pela empresa trimestralmente medida como a razão entre diferença entre o EPS efetivo e o esperado em pontos percentuais e o preço da ação na data de divulgação das informações financeiras trimestrais, (ii) a variação do CDS Spread sobre a dívida soberana brasileira de 5 anos (variável normalizada para o período estudado) e (iii) a interação da variável que mede a surpresa sobre o EPS divulgado pela empresa e o nível do CDS associado à dívida soberana brasileira de 5 anos na semana da divulgação da informação. No presente quadro são apresentadas as regressões para diferentes prazos de análise da variação das variáveis de estudo, considerando apenas as surpresas negativas sobre o EPS das empresas que constam na amostra.

## 4

### Conclusão

Há forte relação entre o preço dos *eurobonds* emitidos por empresas brasileiras e o risco de default da dívida pública nacional, e essa relação afeta as reações dos participantes do mercado de dívida privada à divulgação de informações específicas sobre a capacidade de pagamento das empresas emissoras de dívida.

A conexão entre o risco soberano e privado já foi alvo de estudos para mercados de economias em desenvolvimento (CARCERES; BASTOS, 2016), como é o caso do Brasil, e a relação existente entre esses riscos implica que decisões de política fiscal têm impacto no custo de financiamento externo do setor privado. Chegamos a conclusões similares. No entanto, esse estudo se diferencia pela análise do comportamento dos preços condicional ao nível do *CDS Spread* associado à dívida pública nacional.

Ao avaliar a relação entre o *yield to maturity* dos *eurobonds* e revisões de *rating*, verificamos que as revisões tem menor impacto nos *yields* quanto maior o nível do *CDS Spread* associado à dívida soberana brasileira. Isso é especialmente válido para um grupo da amostra: os casos de dívidas emitidas por empresas que tem a União Federal como acionista, usualmente chamadas de emissões “quase-soberanas”. Nesses casos, os preços podem se tornar insensíveis às revisões de *rating* em níveis muito mais baixos do *CDS Spread* do que ocorre para as emissões de empresas de capital 100% privado.

Em outra análise, verificamos que o *yield to maturity* dos *eurobonds* reage à surpresa do mercado em relação ao *earnings per share* trimestral divulgado pelas empresas de capital aberto, semanas após a divulgação da informação, e de forma mais relevante em níveis mais altos do *CDS Spread*. Ou seja, a informação sobre a situação financeira da empresa não deixa de ser considerada em momentos de crise fiscal. No entanto, verificamos assimetria no comportamento do mercado ao

segmentar a análise entre surpresas positivas e negativas sobre o EPS divulgado trimestralmente: os preços reagem a surpresas positivas (em especial em níveis mais altos do *CDS Spread*), mas existem poucas evidências de reação a surpresas negativas.

Na mesma linha de análise, verificamos a relação dos preços das ações das empresas da amostra com variações no CDS associado à dívida pública nacional e a reação ao EPS divulgado trimestralmente por essas empresas. Concluímos que o CDS associado à dívida pública explica a variação dos preços das ações, que a surpresa no EPS afeta os preços desses ativos, e de forma antecipada à divulgação efetiva das informações financeiras pelas empresas e, além disso, os impactos são sentidos tanto em casos de surpresas positivas quanto negativas, divergindo do que foi encontrado para os *eurobonds*, mas alinhado com a literatura sobre o assunto (CALLEN; LIVNAT; SEGAL, 2006). Por outro lado, mostrando alguma semelhança com o caso dos títulos de dívida, os preços das ações reagem mais fortemente a surpresas positivas do que negativas em níveis mais altos do CDS associado à dívida pública.

A literatura sobre o assunto associa a assimetria na reação dos preços de dívida ao formato assimétrico da função de *payoff* dos detentores de *eurobonds*, que torna mais provável maior sensibilidade a potenciais perdas do que a potenciais ganhos (DEFOND; ZHANG, 2011). Momentos de instabilidade política e fiscal, como é o caso do período estudado para o caso brasileiro, podem justificar alterações no comportamento dos preços dos títulos a informações relevantes para a avaliação da capacidade de pagamento das empresas devedoras.

E, apesar de termos chegado a conclusão parecida com a da literatura sobre o assunto no que diz respeito à relação geral entre os dados de *earnings* e o preço dos títulos de dívida, a relação da direção da notícia (positiva ou negativa) com os preços não está alinhada com os estudos sobre o assunto e demandam maior investigação para uma compreensão mais completa das razões e implicações desse comportamento sobre as emissões de dívida.

## Referências Bibliográficas

- BHARATH, S.T.; SHUMWAY, T. **Forecasting Default with the KMV-Merton Model**. Michigan: University of Michigan, 2004.
- CACERES, C.; BASTOS, F. R. Understanding Corporate Vulnerabilities in Latin América. **IMF Working Paper**, 2016.
- CALLEN, J. L.; LIVNAT, J.; SEGAL, D. **The impact of earnings on the pricing of credit default swaps**. 2006. Disponível em: <[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=949322](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=949322)>. Acesso em: 21 mar. 2017.
- DEFOND, Mark L., ZHANG, Jieying. **The timeliness of the bond market reaction to bad news earnings surprises**. 2011. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=1432124>>. Acesso em: 21 mar. 2017.
- DICHEV, D.; PIOTROSKI, J. D. **The long-run stock returns following bond ratings changes**. 1998. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/222466>>. Acesso em: 10 jun. 2017.
- EASTON, P. D.; MONAHAN, S. J.; VASVARI, F. P. **Some initial evidence on the role of accounting earnings in the bond market**. 2007. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.335.9325&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 21 mar. 2017.
- FOSTER, G.; OLSEN, C.; SHEVLIN, T. Earnings releases, anomalies and the behavior of security returns. **The Accounting Review**, 1984.
- GABBI, G.; SIRONI, A. **Which factors affect corporate bonds pricing? Empirical evidence from eurobonds primary market spreads**. 2002. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1080/1351847032000143422>>. Acesso em: 21 maio 2017.