



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

TÍTULOS BRASILEIROS EM DÓLAR NO MERCADO
INTERNACIONAL:
QUAIS OS FATORES QUE INFLUENCIAM NA DECISÃO DE
EMITIR?

João Fernandes de Souza Guedes

Nº de Matrícula: 1112220

Orientador: Marcio Garcia

JUNHO de 2015

"Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor".

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

Índice:

1) Introdução.....	7
2) Revisão Bibliográfica.....	10
3) Contexto Histórico.....	12
- Eurobonds	
-Taxa de juros americana	
-Taxa de juros Brasil	
4) Dados.....	22
5) Estratégia Empírica.....	25
- Box-Jenkins	
- Logit Multinomial	
6) Resultados.....	32
- ARIMA (2,2,4)	
- Logit Multinomial	
7) Conclusão.....	37
8) Tabelas.....	39
9) Referências Bibliográficas.....	42

Lista de Tabelas:

1) Local de emissão dos títulos em dólar.....	14
2) Teste ADF para uma raiz unitária.....	26
3) Teste ADF para duas raízes unitárias.....	27
4) Modelo ARIMA (2,2,4) de séries temporais.....	39
5) Máxima verossimilhança da probabilidade usando os níveis relativos ao cenário base Baixa emissão (1), resultado equação 3.....	40
6) Taxa de acerto discriminado por categoria.....	41

Lista de Gráficos:

1) Endividamento externo brasileiro.....	7
2) Quantidade de emissões por mês.....	13
3) Participação das 10 maiores empresas no total emitido.....	15/16
4) Fluxo de Vencimento dos Títulos (top 10 X Outros).....	16
5) Taxa FED fund.....	17/18
6) Taxa TNX.....	19
7) Taxa SELIC.....	20
8) CDS Brasil.....	21
9) Quantidade de emissões em log.....	25/26
10) Primeira diferença da quantidade de emissões em log.....	27
11) FAC e FACP da primeira diferença das emissões.....	28
12) FAC e FACP dos resíduos do ARIMA (2,2,4).....	29
13) Efetivo e estimado do Modelo ARIMA (2,2,4).....	32
14) Resíduos da regressão do Modelo ARIMA (2,2,4).....	32/33
15) Teste de normalidade dos resíduos.....	33
16) Acertos e erros nas previsões.....	36
17) Yield to Maturity Bonds soberanos.....	44

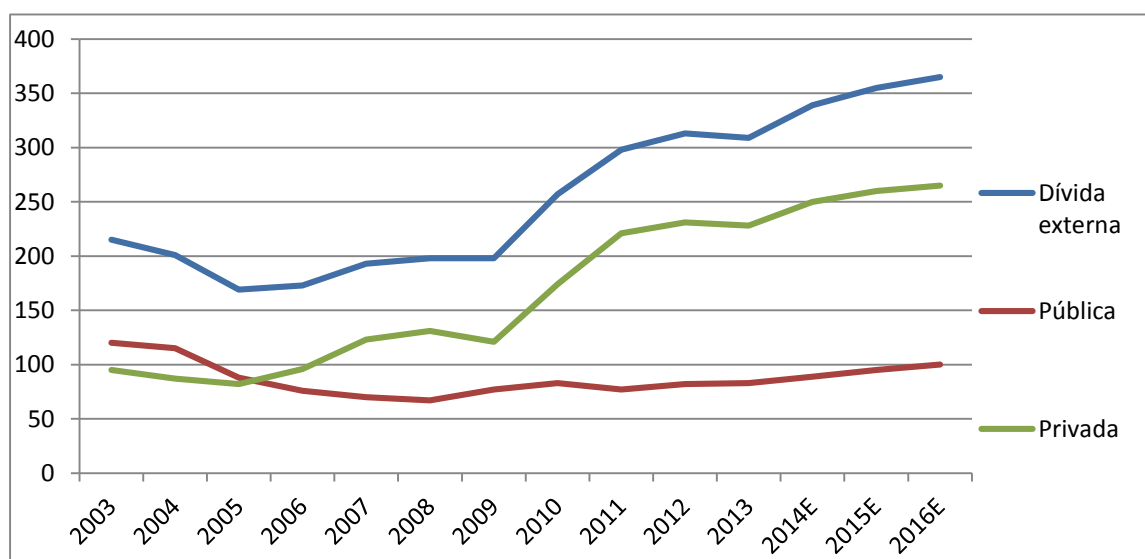
1) Introdução:

O endividamento externo brasileiro, atualmente, segue vertentes distintas para os setores público e privado. Nos últimos 10 anos, tem se notado uma maior participação do setor privado no mercado de crédito internacional. Enquanto que o governo tendeu a reduzir seu peso até 2008, quando ocorreu uma ligeira inversão na política e, a partir de então o total da dívida vêm lentamente aumentando com sua participação podendo retornar a índices próximos a 2004.

Percebe-se pelo **Gráfico 1** que desde 2005, quando o total do percentual de endividamento externo privado ultrapassou o público, este segmento se consolidou como o grande representante nacional no mercado de títulos vendidos no mercado internacional.

Gráfico 1– Endividamento externo brasileiro

Em U\$ Bi



Fonte: Banco Central, Credit Suisse

Por conta disso, esta monografia irá, através de ferramental teórico, analisar quais são os fatores que influenciam a emissão de títulos vendidos em dólar no mercado empresarial do país desde então.

Entende-se assim, que mesmo que o setor público tenha sua importância, a análise se restringirá aos papéis constituídos por segmentos privados. Somente serão considerados do setor público os bancos comerciais que, mesmo possuindo

influências não mercadológicas, este autor entende seguir prática semelhante aos bancos privados, ao menos no que diz respeito à sua participação neste mercado.

A não análise das emissões do setor público advém do motivo pelo qual este possui títulos de dívida em dólar. Esses títulos são vendidos no mercado internacional e atualmente servem somente para precificar a yield da dívida nacional e assim mensurar o risco país, dado que esse cálculo vem através da comparação dos rendimentos dos títulos nacionais com os Bonds americanos, como pode ser confirmado através da nota do Tesouro Nacional¹:

“Em relação à dívida externa, o Tesouro Nacional realiza regularmente emissões de títulos Globais (também chamados de Global Bonds) (...) Segundo o Plano Anual de Financiamento, tal estratégia tem por objetivo consolidar esses pontos de referência (benchmarks) para a construção de curvas de juros eficientes em ambas as moedas.” (**Vide Anexo 1**).

Esta premissa é confirmada quando visto que o estoque atual do passivo do governo nesse segmento representa apenas 3,5% da Dívida Pública Federal.

Como BLACK & MUNRO (2010) demonstra, podem-se dividir em três tipos distintos as empresas que agem nesse mercado; (1) as que emitem no mercado externo papéis em moeda local, hoje restrito a países desenvolvidos, com longa estabilidade na moeda, por conta do efeito conhecido como “original sin”² e (2) empresas que emitem em moeda estrangeira, tendo nelas três diferentes categorias com riscos distintos; (a) as que operacionalizam swaps para os fluxos de pagamentos, retirando assim o risco cambial, (b) empresas nacionais com comércio no exterior, recebidos pela moeda corrente do título, o que permite a formação de um swap natural sobre o pagamento da dívida e (c) as companhias com operações descobertas que incorrem no risco cambial.

Como no Brasil a opção (1) é irrisória, e, emissões em outras moedas fora o dólar são esporádicas, se focará nas empresas pertencentes à categoria (2). O objetivo será comprovar, como FLETCHER & TAYLOR (1996) que existem distorções na paridade descoberta da taxa de juros permitindo que não seja

¹ <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/in/titulos-da-divida-externa>

² EICHENGREEN & HAUSMANN (1999)

indiferente emitir uma dívida em real ou em dólar. Com isso, buscará os fatores que afetam a relação entre o mercado interno e externo de dívida privada e comprovar que o agente analisa-os ao decidir quando agir. As variáveis selecionadas caminharão por duas vertentes principais, o custo e a demanda internacional. Por conta disso, tentará achar possíveis efeitos que taxas de juros dos papéis zero-cupons e prêmio de risco do país causam na intenção de emitir do mercado.

Diferente do usual, não tentará encontrar resultado para valor total da emissão, mas sim por unidade de ação. Ou seja, se a empresa emitir títulos em dólar para vencimento em 2030, independente do valor emitido o modelo considerará isso como uma emissão. Definiu-se assim já que não será objetivo desta monografia tentar entender se era melhor para o emissor vender tudo de uma única vez ou parceladamente ao longo de um período de tempo, mas sim quais fatores externos permitiram que o agente ofertasse um ativo primariamente no mercado.

Além desses fatores, utilizará um caso muito particular a cobrança do IOF em 6%, a partir 2011 pelo governo, para se tomar crédito no exterior com diversas mudanças de maturidade mínima para ser taxado. Nesse caso tentará encontrar um efeito sobre o custo de se emitir, ou seja, com a cobrança da taxa sobre o Crédito externo, o emissor passou a possuir um custo maior para adentrar nesse mercado. Esse efeito pode ter reduzido temporariamente a quantidade emitida e talvez o número de emissões.

Por fim, dois modelos diferentes serão estimados. Um será criado através da metodologia de Box-Jenkins para séries temporais. Esse modelo tentará encontrar os efeitos para a quantidade de emissões considerando haver efeitos pelas defasagens do erro estimado e da própria variável endógena. Além disso, o modelo analisa a existência de raízes unitárias na regressão. Depois de encontrado o modelo consistente, tentará achar as correlações desta variável sobre fatores exógenos à companhia, como taxa de juros americana e risco da dívida pública brasileira ao calote.

O Logit Multinomial se mostra o ideal quando se tem a variável endógena discreta. O problema central para poder usar esse método foi a necessidade de criação de subgrupos com quantidades semelhantes sem perder muitos graus de liberdade. Para isso, se criou seis bandas diferentes que serão mais bem

discriminadas no capítulo de dados.

2) Revisão Bibliográfica

Amira (2004) estudou as variáveis que afetam o retorno exigido (spread) nos títulos emitidos pelo governo no mercado de eurobonds. Segundo o autor, o conhecimento dessas variáveis é essencial para que os emissores consigam reduzir seus custos. Os dados analisados eram de emissões de 38 nações no mercado entre 1991 e 2000. A pesquisa analisou aspectos macroeconômicos dos países e das características dos títulos. Foram encontrados resultados significativos dos retornos com as variáveis macroeconômicas analisadas, aliadas a classificação de rating. Os fatores analisados foram; inflação, balança fiscal, saldo da balança comercial e PIB per capita. Além disso, fatores específicos à forma de emissão também explicaram o spread dos retornos.

Durbin e NG (2005) analisaram a percepção do mercado sobre o risco de um país. Para isso, utilizaram o spread dos títulos no mercado secundário. Tentaram entender em qual situação que um agente utiliza a nota de risco do governo como teto (sovering ceiling). Por essa hipótese, nenhuma companhia deste país pode ter menor custo ao crédito que o estado. Em busca dessa comprovação, Durbin e NG utilizaram os spreads de títulos lançados por empresas e pelo tesouro de seus países. Foram encontradas inúmeras situações na qual uma empresa possuía nota melhor que a dívida emitida pelo governo, indicando assim, que os analistas nem sempre carregam a ideia de sovering ceiling. Os papéis com esse resultado, no geral, são de empresas com grande parte da receita advindas de negócios no exterior, tendo assim, baixa ou nenhuma ligação com empresas nacionais ou o próprio Estado.

Segundo os mesmos autores, em abril de 1997, a Standard & Poor's contrariou a prática natural da época ao atualizar a classificação de algumas empresas argentinas. Estas ganharam nota melhor que o próprio título do tesouro do país. Com isso, os agentes se ajustaram para prever essa possibilidade e, no geral, assumiram ser consistente com a realidade. No artigo, é feita uma regressão linear, onde, a variável endógena é a variação do prêmio de risco de uma empresa. No regressor foi posto o spread da dívida do governo do país emissor.

Em direção contrária a esse argumento, Valle (2001) estudou o custo da dívida de 42 empresas, categorizadas dentre as maiores na produção de papel e celulose do mundo, no mercado externo. Para isso, se analisou as emissões feitas nos EUA e no mercado internacional de bonds entre os anos de 1991 e 1998. Foram aferidas 178 vendas que resultaram num volume de U\$ 30,0 Bilhões. Na tentativa de encontrar os fatores que influenciaram o custo da dívida, montaram-se regressões com variáveis exógenas separadas em dois grupos, um mais interno e individual da empresa e outro mais geral, onde tentou aferir efeito para o ambiente onde a empresa está locada, via nota do título soberano do país.

Segundo o mesmo, com os resultados, foi possível confirmar uma hipótese já levantada em outros artigos afirmando que havia naquela época, uma rotularização de empresas latino-americanas e mais especificamente brasileiras. Com isso, acabava-se por taxar a captação num preço maior que seu verdadeiro risco. É frisado que a nota do país emissor, explica consistentemente os prêmios pagos pelas companhias. A análise, agregada com o alto índice de contrariedade das agências para aferir os sovereign ratings abaixo do investment grade tenderam a comprovar a ideia de que a nota aferida ao país emissor se torna, na grande maioria das vezes, o teto para a empresa, afetando assim, seu custo no mercado de títulos internacionais pela taxa de risco-país e pelo risco da própria empresa, limitado ao índice nacional.

Tentando chegar numa situação mais próxima desta monografia, excluindo o fato de ser analisado o mercado de dívidas públicas, Block e Vaaler (2004) buscaram a existência do risco político sobre o prêmio de risco dos títulos de países emergentes. Tentou-se provar que a teoria dos ciclos políticos possui sua relevância para o mercado de títulos dos países em desenvolvimento. Os autores apresentaram argumentos que tendem a comprovar que as agências de rating rebaixam a nota nacional com maior frequência em anos eleitorais, além disso, acham resultados para a hipótese de que os custos para se emitir são maiores nos 60 dias antes das eleições ante os 60 dias seguintes. Entende-se assim que o mercado de dívida se mostra receoso em épocas de eleições, o que aumenta o custo nesse período.

Para isso, analisaram os dados macroeconômicos dos países emergentes entre 1987 a 1999, assim como, o spread dos títulos destes. Foi projetada uma

regressão linear com variável dependente a nota de risco do país no último dia de cada ano e, como variáveis exógenas, foram utilizadas as mesmas notas antes das eleições. Além disso, se utilizou de uma dummy sobre ter ocorrido eleições presidenciais no ano e mais algumas variáveis macroeconômicas como renda per capita, crescimento econômico (PIB), inflação.

3) Contexto histórico

- Eurobonds:

As emissões analisadas nos próximos capítulos são formadas por títulos vendidos no mercado internacional de capitais. Eles possuem diversas categorias. A analisada nessa monografia será relativa aos Eurobonds. Estes são emitidos somente em moeda estrangeira, o que difere dos Global Bonds, comercializados pelo numerário do país emissor.

CLARKE (1993) define três tipos de remunerações para os globais: (i) Fixos (Fixed rate), no qual se incorre em uma taxa de juros fixa anualmente; (ii) Flutuante (floating rate), expressa em relação a uma taxa de juros referencial acrescida, em geral de um prêmio pelo risco e (iii) Sem pagamento de juros (Zero-Coupon Bond), não paga taxa de juros de cupom, emitido com deságio ante o valor de face. Lembrando que em todos os casos usa-se como base 12 meses de 30 dias cada, ou seja, 360 dias/ano.

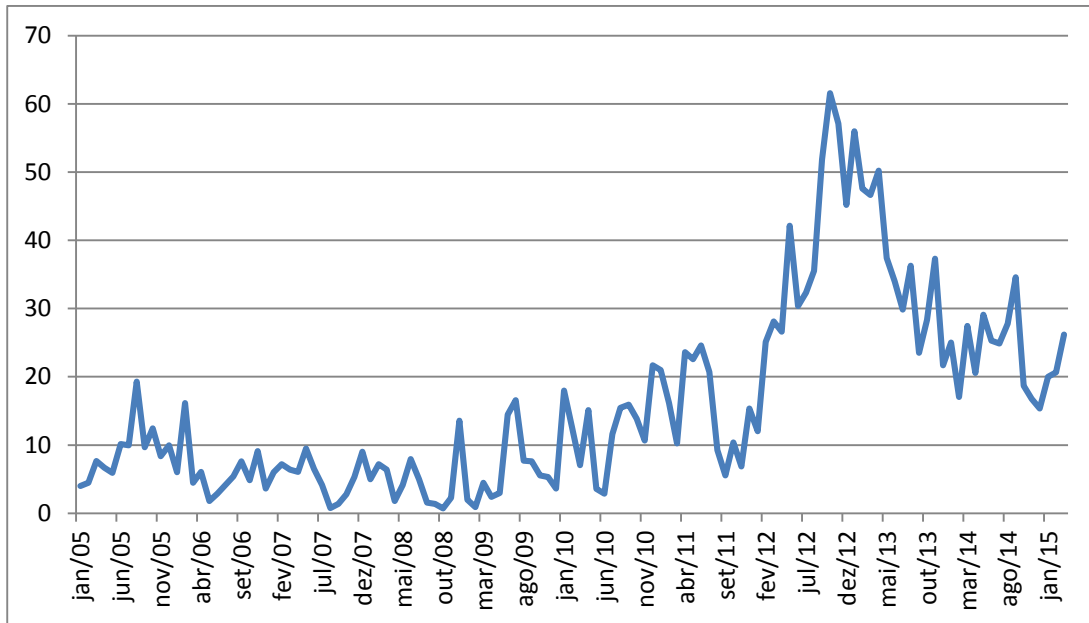
Somando-se às definições de CLARKE (1993), BRIGHAM (2001) adverte que os floating rate bonds podem ter taxas flutuantes, porém, não indexados a uma taxa de juros referencial, ou seja, não se pode oficialmente definir um indexador, como o CDI no Brasil. Neste caso, é feito um ajuste de taxa de cupom ao valor de mercado de tempos em tempos, como a cada três ou seis meses, por exemplo. Além disso, BRIGHAM (2001) explica que “O título com taxa flutuante é popular com investidores que se preocupam com o risco de aumento nas taxas de juros, uma vez que os pagamentos recebidos aumentam sempre que a taxa de juros do mercado aumenta”.

No mercado de dívida do setor privado brasileiro existem eurobonds vendidos por diversas moedas, no presente trabalho se analisará somente os vendidos em dólares. Mesmo tendo existido vendas por empresas brasileiras desde

1991, esse instrumento só passou a ser realmente difundido no país a partir de 2010 quando, por conta de um cenário macroeconômico muito favorável com o real estando supervalorizado e o câmbio permanecendo estável por um longo período, o total de emissões sofreram um boom saindo de U\$ 12,6 Bi para U\$ 42 bi.

Gráfico 2– quantidade de emissões

Lançamentos dessazonalizado por mês



Fonte: BLOOMBERG

Atualmente existem 71 empresas com passivos em dólar totalizando U\$ 146.947.607.900 de dívidas em aberto. Estas estão agregadas em nove setores diferentes da economia.

Nota-se que há uma distribuição não uniforme entre eles com o setor financeiro agregando quase 70% do total vendido, sendo seguido pelo setor de materiais de bens primários com 9%, tendo nesse grupo empresas como Vale e JBS, ainda existindo dívidas emitidas pelos setores de comunicação, utilidades, bens de consumo, saúde, tecnologia, indústria e de bens discricionários (Ver lista em **Anexo 2**).

Já era de se esperar que a maior parte do estoque viesse do setor financeiro. Isso ocorre pela atividade primária que um banco tem de tomar grandes

empréstimos a taxas menores e, com isso, emprestar para segmentos individualmente pequenos da economia através de taxas maiores, gerando assim, um spread bancário melhor para a empresa.

É importante salientar que, do valor total emitido por empresas brasileiras, existe uma boa parte destas que utilizam offshores para tentar escapar da regulação brasileira. Exatos 42,56% das emissões vêm de filiais nas Ilhas Cayman, sendo todas empresas do setor financeiro, como Banco do Brasil e Itaú. Além disso, 0,92% têm sua expedição nas Bahamas, também sendo provenientes dos bancos. Já os outros setores acabam por emitir no Brasil, além de alguma parte do total das emissões por bancos, o que acaba por totalizar 56,36% dos negócios. Ainda existem bancos que vendem em filiais nos Estados Unidos e na Grã-Bretanha, porém com percentual irrisório, 0,15% e 0,02% respectivamente (Vide tabela 1).

Tabela 1: Local

de
títulos

Local	Emitidos	% sobre o total
Ilhas Cayman	63.095.188.000	30,03%
Brasil	145.435.562.900	69,21%
Bahamas	1.357.549.000	0,65%
Estados Unidos	219.500.000	0,10%
Grã-Bretanha	32.000.000	0,02%
Total	210.139.799.900	100,00%

emissão dos
em dólar

Esse fato, segundo o próprio banco central é que impede a equiparação dos dados nacionais de títulos emitidos no exterior com os aferidos pelo BLOOMBERG. Isso acontece, como explica o BCB (2015) em;

“(..) emissões realizadas por subsidiárias de empresas brasileiras no exterior. Segundo provedores internacionais de dados, o estoque de títulos de renda fixa emitidos no exterior por subsidiárias de empresas brasileiras, financeiras e não

financeiras, somou US\$164,9 bilhões em dezembro de 2014, equivalendo a 87,7% da diferença entre as estatísticas do BIS e do BCB. Os US\$23,1 bilhões restantes, em princípio, podem ser atribuídos a diferenças de cobertura, de critérios de valoração e de fontes.”

Sendo assim, dois tipos de bases podem ser analisados. Definiu-se a base mais completa dando valor ao argumento de Turner (2015) “This definition includes issuance by overseas subsidiaries of the corporation – including its financing vehicles established in financial centers offshore. (...) It is also a better measure of the risk exposures of the borrower”.

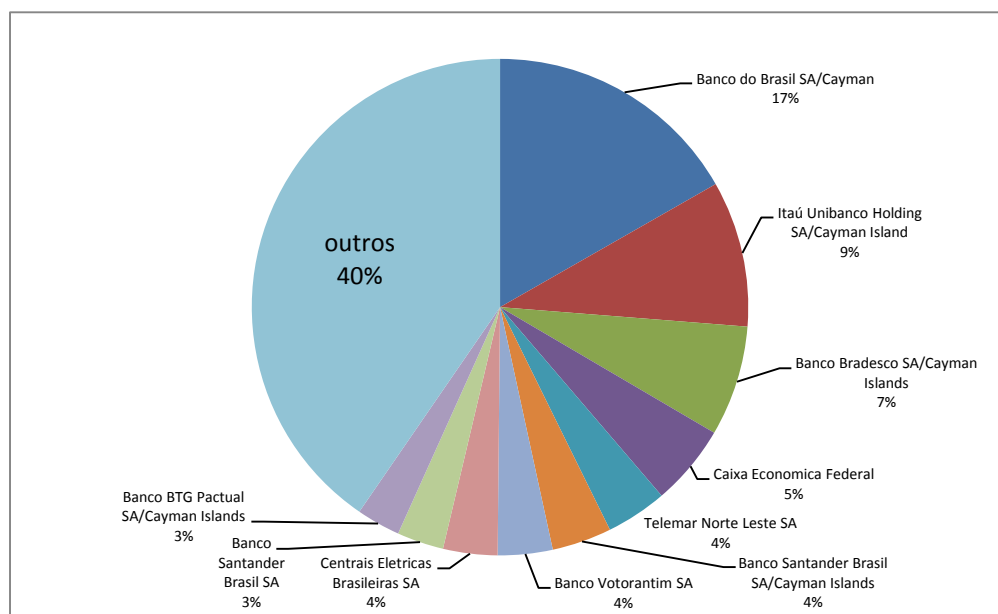
Mesmo havendo 97 companhias brasileiras distintas no mercado, apenas 10 delas controlam um total de 60% do valor total emitido. Isso ocorre tendo em vista o boom de 2010, onde muitas pequenas e médias empresas acabaram por entrar no mercado vendendo poucos títulos, tendo como exemplos empresas locais como a Itesa Ltda e a Construtora Caparão que emitiram 4 milhões de dólares em títulos nesse período.

Nas dez maiores companhias oito são bancos, sendo cinco offshores (Banco do Brasil SA/Cayman, Itaú Unibanco Holding SA/Cayman Island, Banco Bradesco SA/Cayman Islands, Banco Santander Brasil SA/Cayman Islands, Banco BTG Pactual SA/Cayman Islands) e três nacionais (Caixa Econômica Federal e Banco Votorantim SA e Banco Santander Brasil SA). Completam a lista, uma empresa de comunicação (Telemar Norte Leste SA) e uma de energia (Centrais Elétricas Brasileiras SA).

Dentro desse conjunto das 10 maiores empresas, temos distintas participações. Todas as quatro maiores são bancos, sendo o Banco do Brasil das Ilhas Cayman o maior com 17% do total e, em seguida, o Itaú com 9%. A primeira instituição não bancária dessa lista é a Telemar Norte em quinto com 4% do total. Além disso, a empresa com menor participação nesse grupo é o Banco BTG Pactual SA/ Cayman Islands que possui 3% do total dos títulos negociados (Vide **Gráfico 3**).

Gráfico 3– Participação das 10 maiores empresas no total emitido

Por valor na emissão

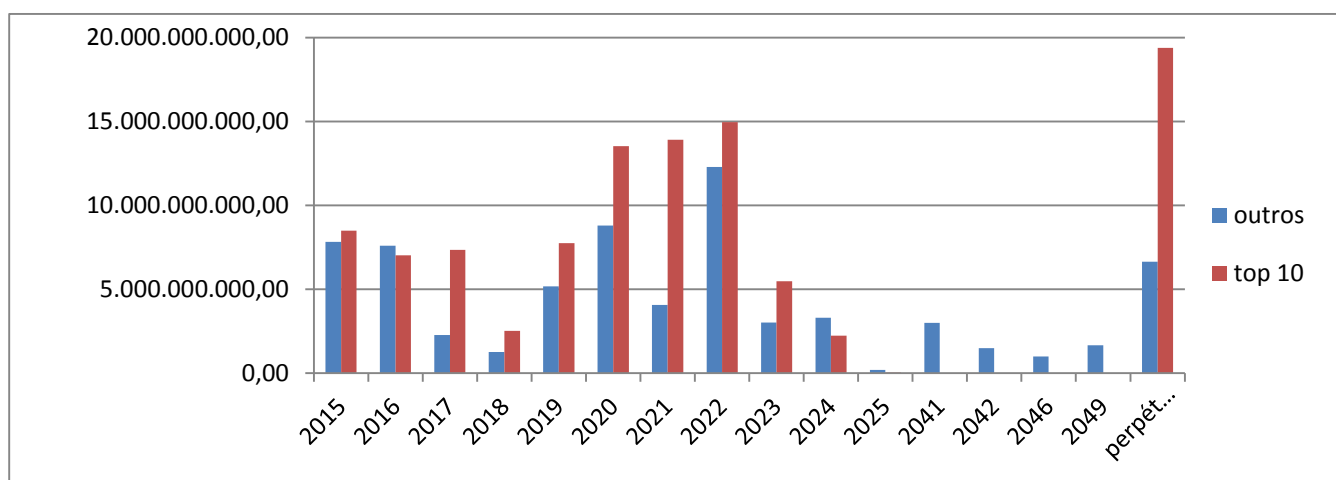


Fonte: BLOOMBERG

É interessante notar a diferença de maturidade dos títulos dessas 10 maiores empresas ante as outras 61. Ao observar os fluxos de vencimento dos dois grupos distintamente, observa-se que as maiores empresas possuem grande parte dos seus vencimentos até 2022, excetuando uma venda do Banco do Brasil de títulos perpétuos. Opostamente a isso, as outras aparentam distribuir de forma mais uniforme os seus prazos de maturidade. (Vide **Gráfico 4**).

Gráfico 4– Fluxo de Vencimento dos Títulos (top 10 X Outros)

Por valor na emissão



Fonte: BLOOMBERG

Taxa de juros americana:

Os Estados Unidos, como fio condutor da economia global, possui gigantesca importância nos investimentos internacionais. Levando em consideração que é nesse país que está localizado o maior fluxo de capital do mundo, qualquer estratégia de investimento precisa ter em algum momento uma análise da situação econômica deste. Por conta disso, o entendimento do mercado americano se torna fundamental para essa monografia.

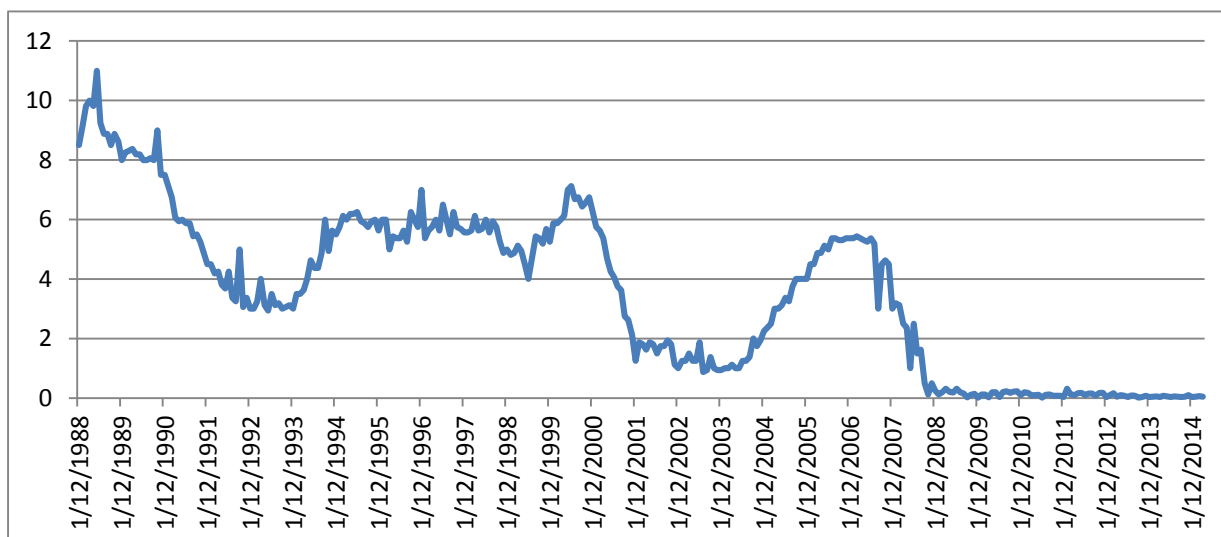
A escolha da análise dos ativos em dólar, e não em qualquer outra moeda internacional, advém do maior número de empresas e informação que há nesse mercado. Além disso, com os ativos já precificados em dólar, a sua relação com a taxa de juros considerada risk-free pelo mercado global fica muito mais direta, não tendo que se montar um modelo de paridade da taxa de juros.

Por conta disso, há de se buscar uma relação entre o crescimento do fluxo de dívida privada internacional do Brasil com a curva de longo prazo (10 anos) do custo da dívida do tesouro americano. Se analisarmos historicamente esse índice, vai se notar que, ao longo dos anos, este vem sendo lentamente reduzido, chegando a níveis mínimos do meio de 2014 para frente. É de se esperar que, com um menor custo para se tomar um empréstimo sem risco, todos os outros títulos do mercado internacional sofram uma queda na sua taxa de retorno.

A partir do pós-crise de 2008, com a política do FED de incentivar ao máximo o investimento no país, a taxa FED fund de curto prazo foi levada a praticamente zero, sendo mais específico, desde outubro de 2008 que o valor é menor que 1% ao ano, estando hoje com 0,13%. Esta política não somente afetou a economia dos EUA, como causou uma redução das taxas implantadas no mercado internacional. Esse efeito pode ser notado no **gráfico 5**.

Gráfico 5– Taxa FED fund

Taxa anualizada desde dezembro de 1988



Fonte: BLOOMBERG

É de se esperar que o mesmo efeito tenha ocorrido nas taxas mais longas (de maior importância no mercado de dívida global). Isso, pois quando o FED chegou ao patamar atual de taxa, foi necessário que, para congelar as taxas mais longas, o banco se comprometesse a manter os mesmos níveis por certo período de tempo. Assim sendo, as taxas mais longas, como a CBOE Interest Rate 10 Year T Note (^tnx) usada aqui, sofreram maiores volatilidades. Sempre que aparecia um dado positivo sobre a economia este índice tendia a subir marginalmente. Por conta disso, os diretores do FED, de toda maneira, tentavam travar essas subidas com anúncios de congelamento do índice nos valores correntes por mais tempo. Como visto no discurso do ex-diretor do FED Ben S. Bernanke (2003);

“As the persistence of the effects of the crisis have become clearer, the Federal Reserve's communications have reinforced the expectation that conditions are likely to warrant highly accommodative policy for some time: Most recently, the FOMC indicated that it expects to maintain an exceptionally low level of the federal funds rate at least as long as the unemployment rate is above 6.5 percent, projected inflation between one and two years ahead is no more than a half percentage point above the Committee's 2 percent target, and long-term inflation expectations remain stable”

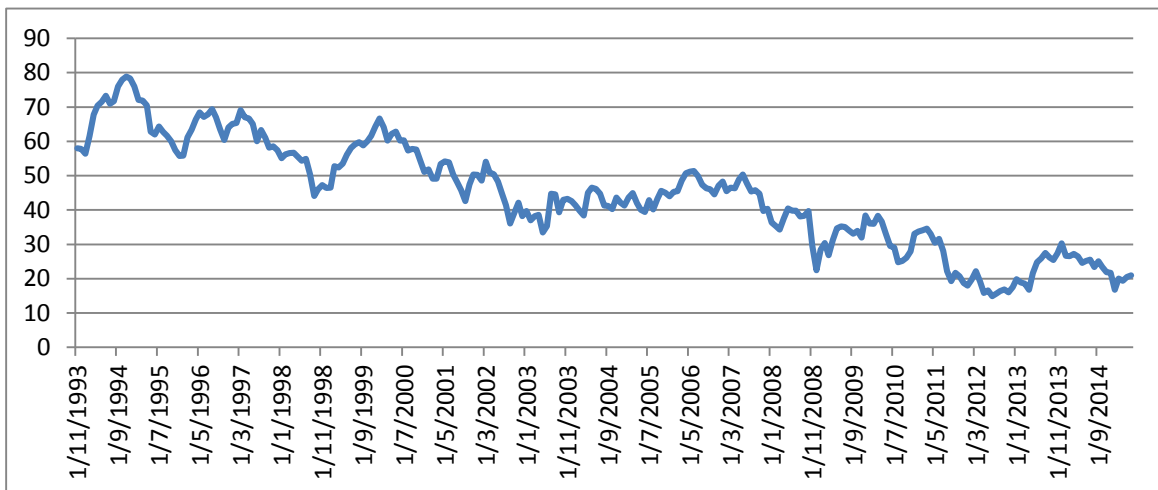
Com esses anúncios, tomando como fator essencial à credibilidade que o banco possui no mercado, foi possível manter as taxas mais longas em níveis bastante propícios para investidores se endividarem a durações mais longas. Com

isso, os EUA vieram retomando seu crescimento de forma paliativa e consistente ao longo dos últimos cinco anos.

Como se pode notar no **gráfico 6**, com a melhora significativa da economia e o fim do taper tantrum (programa de redução das compras de ativos dos bancos pelo FED) em outubro de 2014, as taxas de longo americana voltaram a subir por conta da maior probabilidade de o Federal Open Market Committee (FOMC) voltar a subir a taxa de juros.

Gráfico 6– Taxa TNX

Taxa anualizada (x10) desde novembro de 1993



Fonte: BLOOMBERG

Premio de risco Brasil:

É consenso que o Brasil, historicamente, convive com taxas de juros bastante atraentes ao investidor. As taxas reais desde 2013 são as mais altas entre os países emergentes. Sendo ultrapassado pela Rússia em dezembro de 2014 por conta de uma enorme desvalorização do rublo. Mesmo assim, não permanecendo por muito tempo, já em março de 2015, essa colocação foi retomada como se pode ver pela matéria do jornal O Globo (2015).

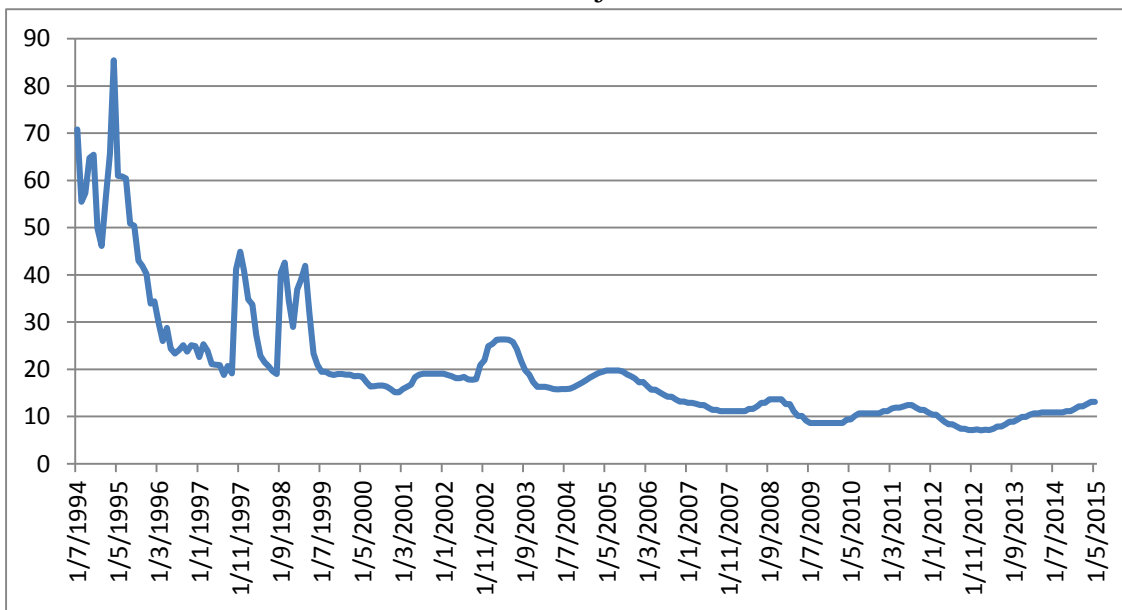
Muito desse problema vem da massiva quantidade de capital que o estado brasileiro historicamente injeta na economia. Essa ação acaba por gerar um sobreaquecimento da demanda agregada nacional, forçando o Banco Central, a pressionar os juros básicos do país para estabilizar seus níveis dos preços.

Pragmaticamente nota-se que a ação do BC em subir os juros referenciais tende a desacelerar o mercado de crédito nacional. Essa prática, historicamente, acabou por engessar o setor privado, excetuando uma pequena quantidade de empresas que se beneficiam de crédito subsidiado pelo BNDES. Como o investidor médio não tem acesso ao crédito pela TJLP (taxa negociada pelo BNDES), não se levou em conta essa parte da economia nacional, mesmo reconhecendo que em valor esta tenha considerável importância.

Analisando assim a taxa referenciada nacional SELIC (gráfico 6), nota-se claramente que, independente do mérito e do seus efeitos na economia, findas do sobreaquecimento, de 2004 até final de 2012, o país conviveu com uma política clara de redução da taxa de juros. Esse efeito claramente permitiu que novos investimentos antes impossíveis de serem feitos fossem desenvolvidos.

Gráfico 7– Taxa SELIC

Taxa anualizada desde julho de 1994



Fonte: BLOOMBERG

Mas logicamente, quando se entra no mercado internacional, somente o valor da taxa ter caído não representa muito. É importante analisar o custo relativo entre países. Por conta disso que a monografia irá se utilizar da taxa do CDS (credit default swap).

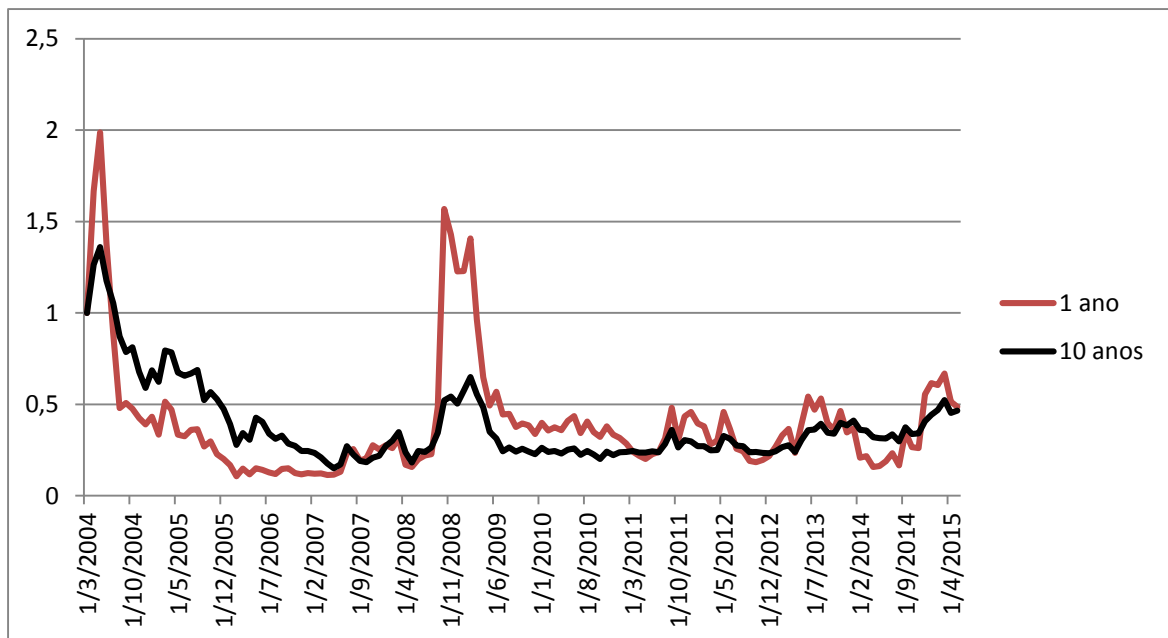
O CDS permite que se analise o risco que o mercado está precificando sobre

o pagamento dos títulos da dívida pública nacional. Existem CDS para diferentes maturidades. Mesmo que geralmente ambas andem na mesma direção, analisar uma única taxa acaba por gerar risco de se aferir de forma errada políticas de curto e longo prazo.

Se desconsiderar o período da crise do sub-prime quando o risco intrínseco brasileiro subiu por conta de uma incerteza muito forte sobre os países emergentes, o risco da dívida brasileira caiu consideravelmente. Essa queda acentuada, principalmente, de 2004 a 2008, por conta da alta dos preços das commodities, permitiu que empresas nacionais tivessem maior incentivo a buscar investimentos externos. (Vide **Gráfico 8**).

Porém se analisar os índices para longo prazo a partir de 2012, à de se preocupar com o viés positivo que a probabilidade de Default voltou a ter. Sendo assim, o mercado de títulos internacionais pode sofrer forte retração se o governo não ajustar suas políticas de gastos e assim reduzir o risco de seus papéis.

Gráfico 8– CDS Brasil
Preços normalizados (março de 2004 = 1)



Fonte: BLOOMBERG

4) Dados:

A presente monografia tentará explicar qual o cenário em que o agente emissor da dívida busca ao ofertar primariamente o título a partir 2005, quando a dívida externa privada ultrapassou a pública. Para isso, utilizou fatores que de maneira independente alterassem o custo para o ofertante e a demanda internacional pelo próprio, de forma que se comprove a racionalidade do mercado ao escolher esse instrumento.

Para o modelo de série temporal se utilizou a quantidade de emissões por mês. Para provar esse efeito, não se tentará encontrar resultado para valor total da emissão, mas sim por unidade de ação. Ou seja, se a empresa emitir títulos em dólar para vencimento em 2030, independentemente do valor emitido, o modelo considerará isso como uma emissão.

Definiu-se assim já que não será objetivo dessa regressão tentar entender se era melhor para o emissor vender tudo de uma única vez ou parceladamente ao longo de um período de tempo. O foco central é descobrir quais fatores externos influenciaram na decisão pelo mercado internacional ante a venda dentro do país em real.

Além disso, se fosse usado valor total emitido por mês, perder-se-ia a ideia de variação no total de agentes no mercado. Entende-se isso tendo em vista a ideia de que se uma empresa muito grande emitisse muitos títulos, por demandas internas, como liquidez ou investimento, acabaria que ao regredir esse valor ante as variáveis desenvolvidas aqui, o resultado não teria sentido para o fator analisado nessa monografia.

Já no caso de quantidade de emissões, a ação da empresa maior possui o mesmo valor das pequenas. Com isso, pode-se observar se está acontecendo uma maior participação de empresas no mercado, o que permite entender os fatores que fazem uma companhia vender dívidas em dólar.

Sendo assim, para o modelo Logit Multinomial, foram criadas bandas. Com isso, tentou-se achar uma quantidade ótima de subgrupos. Isso, pois quanto menor fosse o espaço da banda, mais parecidos seriam os resultados, enquanto que, por outro lado, quanto mais categorias fossem determinadas, menos amostras haveria em cada uma delas.

Decidiu-se por definir seis intervalos. Cada um foi definido via meio desvio-padrão (DP) da média da amostra total, ou seja, dado a mediana (14), deslocou-se metade de um desvio padrão (10). Com isso, os intervalos definidos foram;

- Baixo: de 0-4, zero à $(-1/2)$ DP = 1
- Médio baixo: 5-14, $(-1/2)$ DP à média = 2
- Médio alto: 15-24, média à $(1/2)$ DP = 3
- Alto: 25-34, $(1/2)$ DP à (1) DP = 4
- Muito alto: 35-44, (1) DP à $(3/2)$ DP = 5
- Excepcional: >44 , maior que $(3/2)$ DP = 6

Um item que diretamente tende a variar o custo em emitir é a taxa de juros que se poderá cobrar do papel. Para analisa-la ante a escolha do agente é interessante separa-la pelo custo de um ativo que teoricamente o comprador não incorre em riscos e o prêmio intrínseco que o país do emissor possui para se negociar uma dívida. Não há dúvidas que cada empresa ou instituição, ao vender títulos, individualmente atraem outras incertezas além da cobrada sobre o Tesouro. No entanto, como o objetivo é encontrar um resultado mais macro, estes valores não estarão presentes no modelo.

De forma habitual, o mundo tende a considerar a taxa de juros americana como sendo livre de risco. Pensando por esse caminho, o índice ideal para se aferir a correlação seria o FED fund, taxa base dos EUA. Discordando ligeiramente dessa premissa por crer que um emissor tende a analisar como ficará o seu custo num prazo consideravelmente longo, dado que ativos desse mercado tendem a ficar em maturação por pelo menos cinco anos, o fator que deve ser determinante é o custo que um risk-free bond mais longo possuirá.

Sendo assim utilizar-se-á de um indicador de vasta credibilidade nos EUA. Criado e monitorado pelo Chicago Board Options Exchange (CBOE) e conhecido como CBOE 10-Year Treasury Note (TNX), é formado pela atual taxa de juros da última Treasury Note de 10 anos lançada pelo tesouro dos EUA multiplicado por dez. Usualmente, novas emissões com essa maturidade são feitas a cada três meses,

o que permite ter, com uma defasagem pequena, a noção exata do custo de que existe para o risk-free agent.

Para o risco intrínseco nacional, se usará a taxa histórica de dois CDS (Credit Default Swap) da dívida pública brasileira, CDS 1 ano e 10 anos. O ideal, contudo, seria existir uma TNX para o Brasil. Porém como ainda há séria carência de dados e baixa frequência de emissões de LTNs de 10 anos não é possível compor uma base longa com pouco espaçamento entre o vencimento do papel com a taxa utilizada pelo índice.

O CDS é um swap onde, o comprador recebe a proteção sobre o risco de default, enquanto o vendedor garante o pagamento do valor merecido. Fazendo isso, o risco do não recebimento é transferido do titular do papel para o vendedor do swap. O objetivo deste mercado é estabelecer um preço para o risco que cada papel possui de não ser respeitado. A precificação do CDS é feita através de Basis points (BPS). Um CDS de 100 BPS significa que o comprador irá pagar 1% ao ano para cobrir o risco. Esse ativo é muito utilizado para análises de mercado, porém é importante levar em consideração que em momentos de forte turbulência, como a crise de 2008, a volatilidade acaba sendo muito superior ao esperado.

Já pela ótica da demanda internacional por títulos brasileiros, será analisado considerando dois períodos especiais em que ocorreram claramente choques na demanda.

O primeiro choque é mais claro, o epicentro da crise do subprime de 2008. Esse período, entre julho de 2008 e maio de 2009, foi selecionado por ter afetado diretamente a demanda pelo mercado de crédito. Dado que, nesse tempo, se aumentou, exponencialmente, a incerteza sobre a qualidade dos ativos dos bancos praticamente no mundo todo, o que causou uma fuga do capital internacional para ativos mais seguros, como o ouro e o franco-suíço. Importante lembrar que, o setor que possui maior participação nessas emissões é exatamente o bancário.

O outro choque advém de uma tentativa do governo Dilma para evitar a sobrevalorização do real. Para isso decidiu taxar em 6% quem se endividasse no exterior. Inicialmente, em março de 2011, essa taxação só ocorria para maturidades menores que um ano, passando no mês seguinte para dois anos. E assim foi até final

de fevereiro de 2012 quando se aumentou a tributação para três anos de maturidade. Por uma daquelas políticas que somente são vistas no Brasil, menos de 10 dias depois essa regra foi novamente alterada para cinco anos.

Esta regra não teve grande perpetuidade. Já em julho se retornou para títulos com duração menor que dois anos, voltando em dezembro para somente taxar os de curto-prazo, um ano. Com isso, é possível que a demanda pelos mesmos papéis tenha sofrido uma mudança considerável. Sendo assim, pode ter ocorrido uma queda nas emissões dado a queda da demanda.

5) Estratégia Empírica:

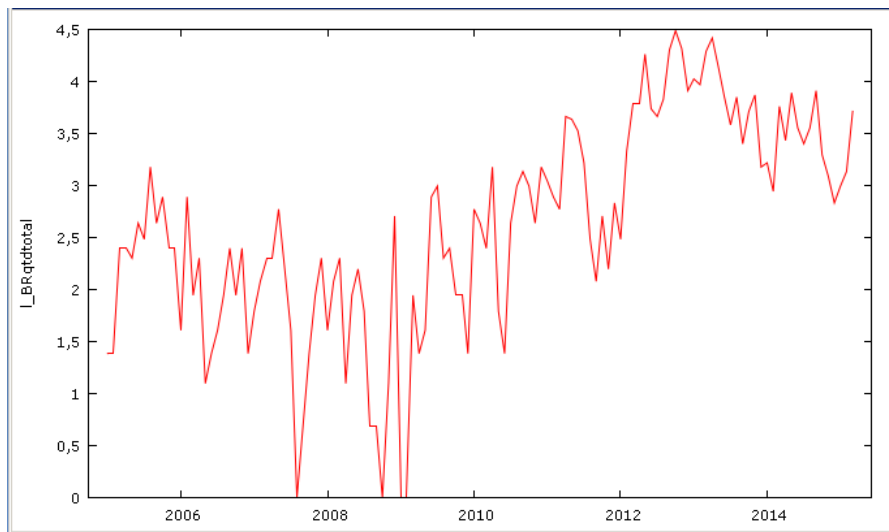
Modelo Box-Jenkins:

O modelo de Box-Jenkins define que, dada uma série temporal, é necessário que esta cumpra o requisito de estacionariedade para que seja possível modelá-la. Estacionariedade é uma definição para séries que não apresente média e variância dependentes do tempo. Existem dois fatores para a não-estacionariedade de uma série; esta pode ter uma inclinação nos dados e assim eles não permanecerem ao redor de uma linha horizontal ao longo do tempo, problema com solução mais simples, basta pôr uma variável de tendência, e/ou, as flutuações acabam por aumentar ou diminuir com o passar do tempo, indicando que a variância está se alterando, solução mais complicada, é preciso retirar a primeira diferença das variáveis e analisar novamente a estacionariedade.

Para se definir a estacionariedade da série, é necessário que, primeiramente, se analise o gráfico dela ao longo do tempo. Se esta não caminhar sobre uma linha horizontal, já pode se admitir que não haja estacionariedade. Como pode ser visto no gráfico da série para o logaritmo das emissões de títulos em dólar, **gráfico 9**.

Gráfico 9– Quantidade de emissões em log

Dados não dessazonalizados pelo mês



Porém existem dois fatores que podem estar tirando essa condição, cada uma com solução distinta. Por conta disso, é feito o teste Dickey-Fuller para raiz unitária (ADF) de duas maneiras; com constante e com constante e tendência. Dada a hipótese nula, série não-estacionária, se não se puder eliminá-la por um p-valor significativo, a série não será estacionária.

Tabela 2: Teste ADF para uma raiz unitária

```

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_BRqtdtotal
incluindo 12 defasagens de (1-L)l_BRqtdtotal
(o máximo foi 12, critério AIC modificado)
dimensão de amostragem 110
hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,033
diferenças defasadas: F(12, 96) = 1,854 [0,0501]
valor estimado de (a - 1): -0,0524666
estatística de teste: tau_c(1) = -0,764035
p-valor assintótico 0,8285

com constante e tendência
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,032
diferenças defasadas: F(12, 95) = 0,967 [0,4855]
valor estimado de (a - 1): -0,228725
estatística de teste: tau_ct(1) = -1,8952
p-valor assintótico 0,657

```

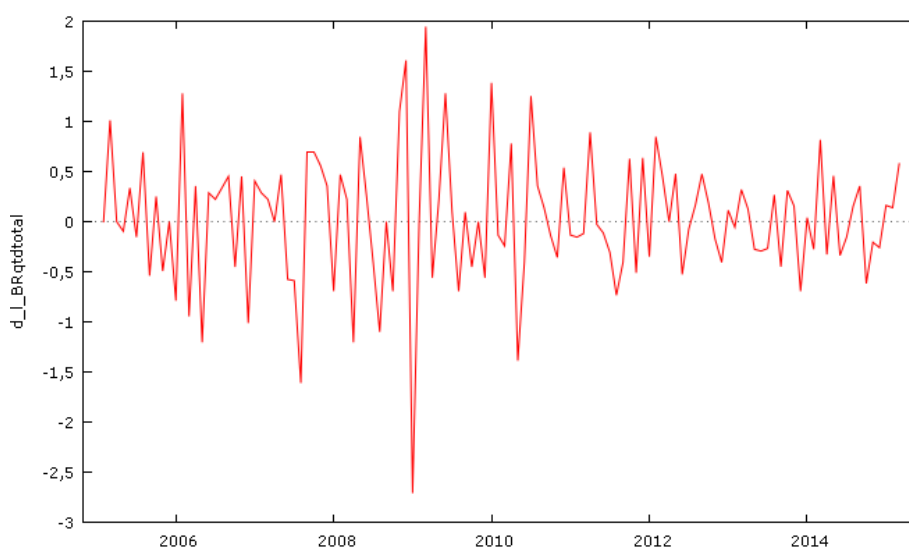
Analisando o resultado da **Tabela 2** conclui-se que, para qualquer uma das situações, com constante e com constante e tendência, não se pode excluir a hipótese nula (p-valor 0,8285 e 0,657). Sendo assim, é necessário que se faça a

primeira diferença de todas as variáveis da regressão (endógena e exógena).

Agora novamente há de se analisar o gráfico da nova serie a ser utilizada (primeira diferença do total em log das emissões por mês, **gráfico 10**). Se novamente for não-estacionária tem que se fazer mais uma diferença.

Gráfico 10–Primeira diferença da quantidade de emissões em log

Dados não dessazonalizados pelo mês



Pode-se notar que a série caminha sobre uma reta horizontal (igual a zero). Porém não dá para afirmar que esta seja estacionária dada a variância ao longo do tempo. Para isso tem de se fazer novamente o teste ADF de raiz unitária e tentar excluir a hipótese nula de não-estacionariedade.

Tabela 3: Teste ADF para duas raízes unitárias

```
Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_l_BRqtdtotal
incluindo 1 defasagem de (1-L)d_l_BRqtdtotal
(o máximo foi 12, critério AIC modificado)
dimensão de amostragem 120
hipótese nula de raiz unitária: a = 1
```

```
teste com constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,031
valor estimado de (a - 1): -1,554
estatística de teste: tau_c(1) = -11,0067
p-valor assintótico 1,824e-022
```

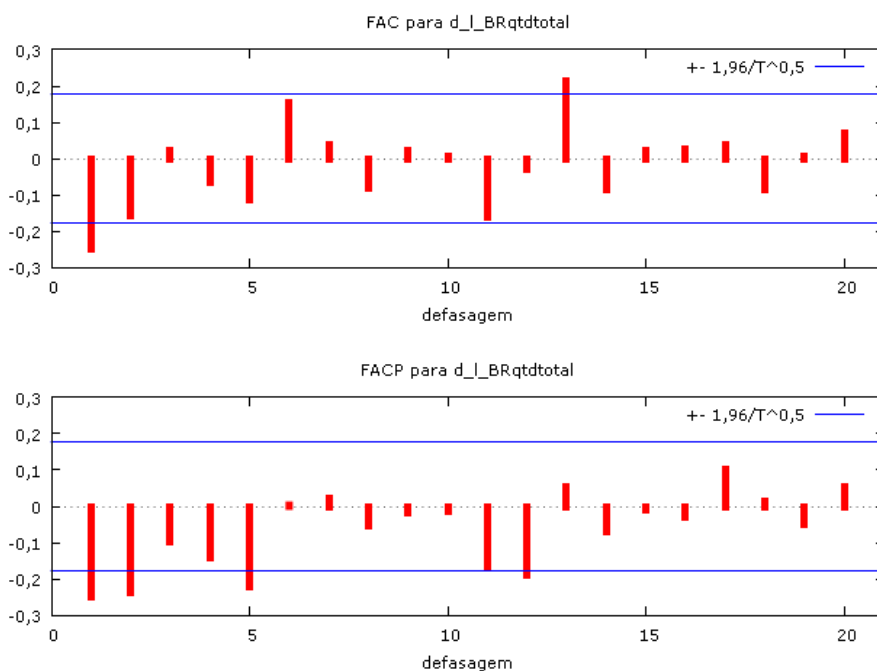
```
com constante e tendência
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,032
valor estimado de (a - 1): -1,55357
estatística de teste: tau_ct(1) = -10,9528
p-valor assintótico 9,152e-024
```

Analisando o resultado visto na **tabela 3**, conclui-se que, para qualquer uma das situações, com constante e com constante e tendência, pode-se excluir a hipótese nula (p-valor menor que 0,01). Sendo assim, o teste confirma não haver outra raiz unitária. Definindo que o modelo tem de ser feito a partir da primeira diferença, ordem de integração é maior ou igual a um. Assim já se sabe que o modelo não será do tipo ARIMA (p,0,q).

Agora tem que descobrir os valores para p e q. Para isso, primeiramente analisa-se a FAC e a FACP da variável endógena. Isso, pois se a FAC (FACP) extingue-se rapidamente e a FACP (FAC) trunca abruptamente após o Iésimo lag, então p (q) = I. Da mesma maneira, para séries sazonais, o valor de p (q) será igual ao número de lags significativos na FACP (FAC).

Quando ambas as FAC e FACP extinguem-se rapidamente, um modelo misto pode ser necessário. Tais modelos são de difícil identificação, devendo-se usar um processo por tentativas que inicie testando valores baixos de P, Q.

Gráfico 11–FAC e FACP da primeira diferença das emissões
Com as 20 primeiras defasagens

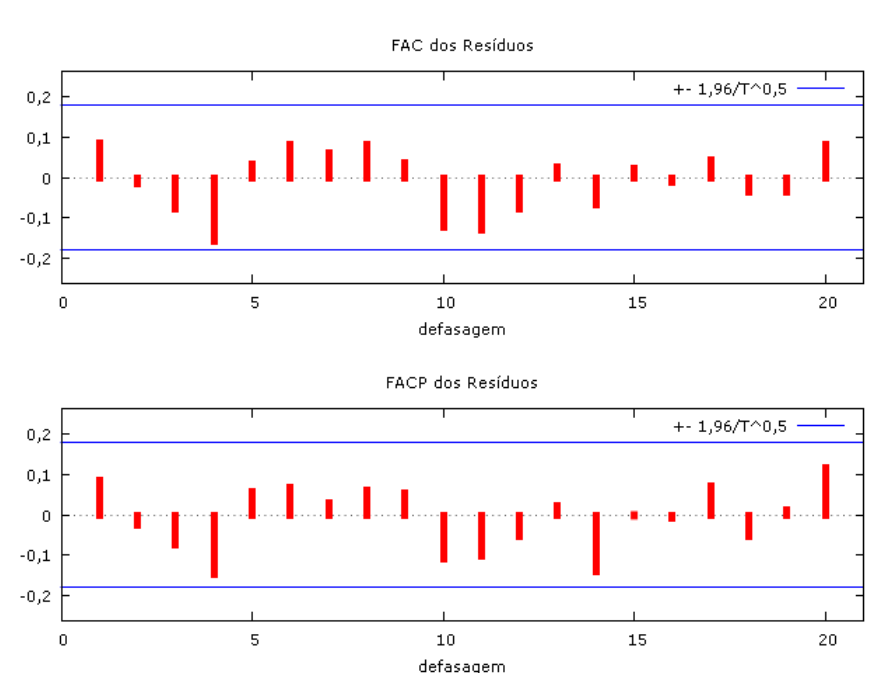


Com o resultado visto no **gráfico 11**, nota-se que nem o fator MA, nem o fator AR são zero. Isso acontece, pois quando a FAC e a FACP não possuem distribuições bem definidas não se torna possível aferir valores para p e q. Com isso, é necessário fazer testes com valores diferentes para p, q e d a fim de encontrar um modelo consistente.

Nesse momento, passa-se para fase de verificação, ou seja, verificar se a estimação é adequada. A forma mais comum para se analisar a validade dos modelos é a análise dos resíduos. Nela verifica-se a existência de ruído branco nos resíduos. Para isso é necessário que suas correlações sejam não significativas.

Assim precisa-se fazer o teste de Ljung-Box Q*. Esse teste compara o valor da estatística do modelo com os valores tabelados da distribuição Qui-quadrado. A estatística do teste só foi significativa com p-valor menor que 10% no modelo ARIMA (2,2,4), onde o p-valor foi 0,05311, lembrando que além de excluir a hipótese nula, é preciso que o correlograma dos resíduos não apresente resultados com correlações significativas. Como pode ser visto pelo **gráfico 12**.

Gráfico 12–FAC e FACP dos resíduos do ARIMA (2,2,4)
Com as 20 primeiras defasagens



Assim, o modelo a ser estimado ficou;

$$\begin{aligned} \Delta^2 l_{QTD} = & \varphi_1 \Delta^2 l_{QTD_{t-1}} + \varphi_2 \Delta^2 l_{QTD_{t-2}} + \beta_1 \Delta^2 TNX_t + \beta_2 \Delta^2 CDS10_{uros_t} \\ & + \beta_3 \Delta^2 CDS1ano_t + \beta_4 \Delta^2 crisesubprime_t + \beta_5 \Delta^2 taxa2anos_t \\ & + \beta_6 \Delta^2 taxa5anos_t + \varepsilon_t + \Theta_1 \varepsilon_{t-1} + \Theta_2 \varepsilon_{t-2} + \Theta_3 \varepsilon_{t-3} + \Theta_4 \varepsilon_{t-4} \end{aligned} \quad (1)$$

Logit multinomial:

Por conta dos intervalos definidos para a variável endógena (quantidade de emissões no mês) serem discretos, o modelo Logit Multinomial foi usado para tentar se estimar as causalidades desta. A função definida como ótima ante os dados explicados no capítulo anterior foi:

$$\begin{aligned} \text{Prob (Intervalo} = j) & \\ & = \beta_1 l_{QTD_1} + \beta_2 l_{TNX} + \beta_3 l_{prime} + \beta_4 crisesubprime + \beta_5 taxa2anos \\ & + \beta_6 taxa5anos + \beta_7 dm1 + \beta_8 dm2 + \beta_9 dm3 + \beta_{10} dm4 + \beta_{11} dm5 + \beta_{12} dm6 \\ & + \beta_{13} dm7 + \beta_{14} dm8 + \beta_{15} dm9 + \beta_{16} dm10 + \beta_{17} dm11 + u \end{aligned} \quad (2)$$

Onde, a escolha do parâmetro j é (1) se total emitido no mês for categorizado como baixo, (2) se médio baixo, (3) se médio alto, (4) se alto, (5) se muito alto e (6) se as emissões forem em níveis excepcionais. Essa decisão não é completamente arbitrária, como foi explicado no capítulo anterior. Utilizou-se padrões matemáticos, como mediana e desvio padrão, para otimizar a quantidade de bandas e assim dar qualidade estatística à estimação. O ideal seria regredir cada resultado distinto como sendo um valor, porém isso não se faz possível dada a diferença muito grande de emissões que se podem sair em um definido mês, o que deixaria cada parâmetro com graus de liberdade muito baixos, além de nem todos os resultados possíveis serem encontrados na amostra analisada o que impediria de se calcular a probabilidade de o resultado não ser encontrado. Por conta disso a escolha pelo intervalo adequado teve que incorrer num trade off entre graus de liberdade e a similaridade dos valores. O modelo Logit Multinomial é uma generalização do modelo Logit Binomial, pois permite estimar uma escolha ideal quando se tem mais de duas alternativas envolvidas.

A fórmula geral deste modelo é dada por:

$$Prob(Y_i = j) = \frac{e^{Z_j}}{\sum_{k=0}^j e^{Z_k}} \quad (3)$$

Onde há “j” escolhas diferentes, $Z_j = \beta'_j x_i$; $Z_k = \beta'_k x_i$ (Greene, 1997). O modelo estimado é usado para determinar a probabilidade de escolha j, dado x_i . A estimação desta equação advém do método de Máxima verossimilhança com resultados consistentes e eficientes dos parâmetros estimados (Pindyck and Rubinfeld, 1991).

O modelo implica que a probabilidade em log de J pode ser computada como:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = \alpha + \sum x'_i (\beta_j - \beta_k) + E_i \quad (4)$$

Onde P_{ij} é a probabilidade que o iésimo mês possui de estar no j-ésimo intervalo de resultados, $\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right]$ é o log natural da probabilidade de se escolher o intervalo j relativo a probabilidade de se escolher o intervalo k, α é o intercepto, x é a matriz de meses i's característicos, β é a matriz de parâmetros que refletem o impacto da mudança em x na probabilidade de o intervalo de emissões ser j ou k e E_i é o erro normalmente distribuído com média igual a zero. De qualquer forma, como afirma (Greene, 1997), “*The coefficients in this model are difficult to interpret. It is tempting to associate β_j with the jth outcome, but that would be misleading. By differentiating (3), we find that the marginal effects of the characteristics on the probabilities are:*”

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^j P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (5)$$

Desse jeito, todo subvetor de β incide em cada um dos efeitos marginais, afetando tanto as probabilidades quando as médias ponderadas ($\bar{\beta}$).

Para se analisar o resultado estimado será utilizado o resultado, retirando-se o log, da equação (3). Irá se seguir por esse caminho pois, como ambos, (4) e (5), se

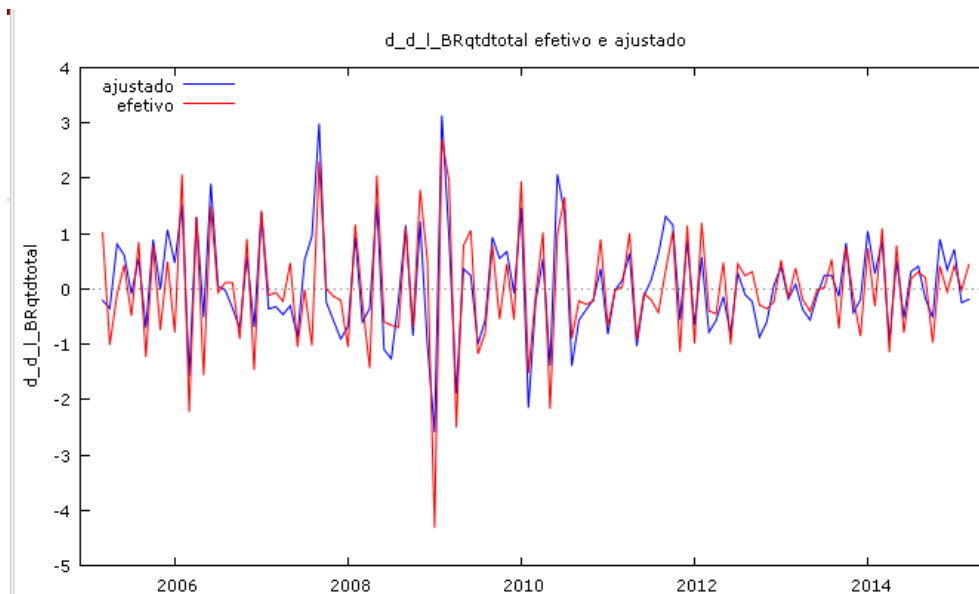
corretamente analisados possuem explicações importantes, optou-se pela equação (4) dado que esta resulta em respostas mais abrangentes, enquanto que a (5) possui resultados particulares para cada valor da amostra. De modo geral, quando se utiliza Logit Multinomial, arbitrariamente se seleciona o resultado que representa a mediana ou média para aferir explicações gerais de efeitos marginais. Muito disso se vem da ligeira dificuldade de se explicar o resultado de (4) ante (5), muito mais natural e direto.

6) Resultados:

ARIMA (2,2,4)

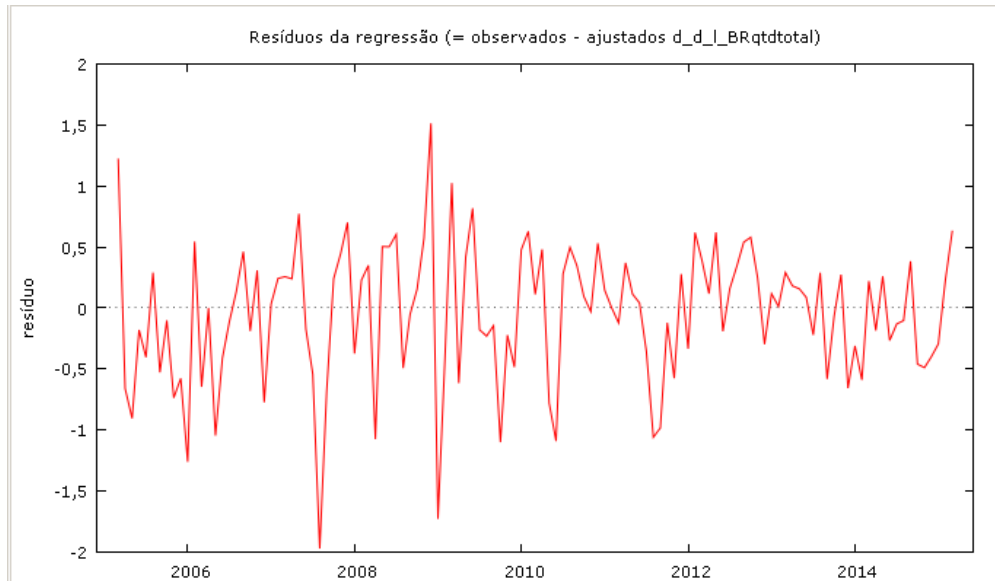
Os resultados do modelo vistos na **tabela 4** apresentam consistência. Se for analisar o gráfico efetivo e o projetado pelo modelo, notar-se-á que ambos caminham muito próximos (vide **gráfico 13**).

Gráfico 13–Efetivo e estimado do Modelo ARIMA (2,2,4)
Resultados ao longo do tempo



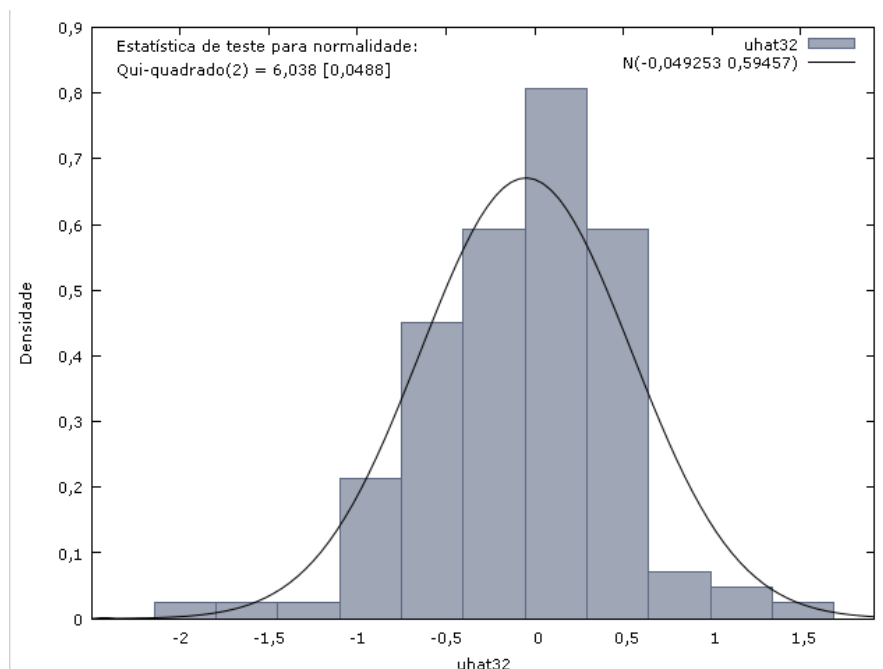
Além disso, para demonstrar que o resíduo é um ruído branco, há de se notar o gráfico deste sobre o tempo. Com isso, pode-se aferir que a regressão da série temporal não carrega viés de autocorrelação como apresentado no capítulo de estratégia empírica (**gráfico 14**).

Gráfico 14–Resíduos da regressão do Modelo ARIMA (2,2,4)
Resultados ao longo do tempo



Último fator para provar a qualidade do modelo, o teste para normalidade do erro trás resultado estatisticamente significativo (p-valor = 0,0488) para uma distribuição Qui-quadrado, como pode ser visto no **gráfico 15**.

Gráfico 15–Teste de normalidade dos resíduos
Sobre distribuição normal



Sendo assim, após provar que os resultados são consistentes, parte-se para a consagração dos resultados apresentados. Estes demonstram que, como o esperado,

as participações de empresas nacionais no mercado de dívida em dólar possuem sensibilidades sobre variáveis externas à companhia emissora como analisou de certa forma, Amira (2004) e Valle (2000). Nota-se claramente que a queda da taxa americana de longo prazo durante toda a última década foi um fator preponderante para a evolução do mercado global de títulos privados.

Outro resultado forte da regressão foi que, quando analisado o risco, os emissores são negativamente sensíveis ao de curto (CDS 1 ano) e não possuem significativamente, no que diz respeito ao de longo (10 anos). O modelo gerou resposta como o esperado, podendo explicar a maior volatilidade nas entre os meses, já que CDSs mais curtos tendem a possuir maiores mudanças de preços.

Mais um resultado de acordo com o esperado foi da Dummy para a crise de 2008. Nesse fator notou-se um forte efeito de retração na demanda do mercado de títulos o que causou os menores níveis de emissão da serie analisada. Por outro lado, surgiram resultados não significantes para as tributações sobre crédito tomado no exterior pelo governo Dilma. Isso pode significar a não eficiência do programa, mas há de se analisar se o estoque reduziu, já que quando se formulou essa tributação, o governo pensou em segurar a taxa de cambio com uma menor entrada de dólares.

Logit multinomial

No geral, o modelo estimado é altamente significativo em explicar qual será o nível de emissões em dólar no mês. Para comprovar isso, o Teste de razão de verossimilhança (Qui-quadrado) chegou a um resultado de 289,552 o que representa um p-valor menor que 10^{-5} . Outro indicador da qualidade do poder de previsão do modelo convém de comparar o índice de acerto das previsões ante o nível real. Se analisar o resultado como um todo, o nível de acerto fica em 77%.

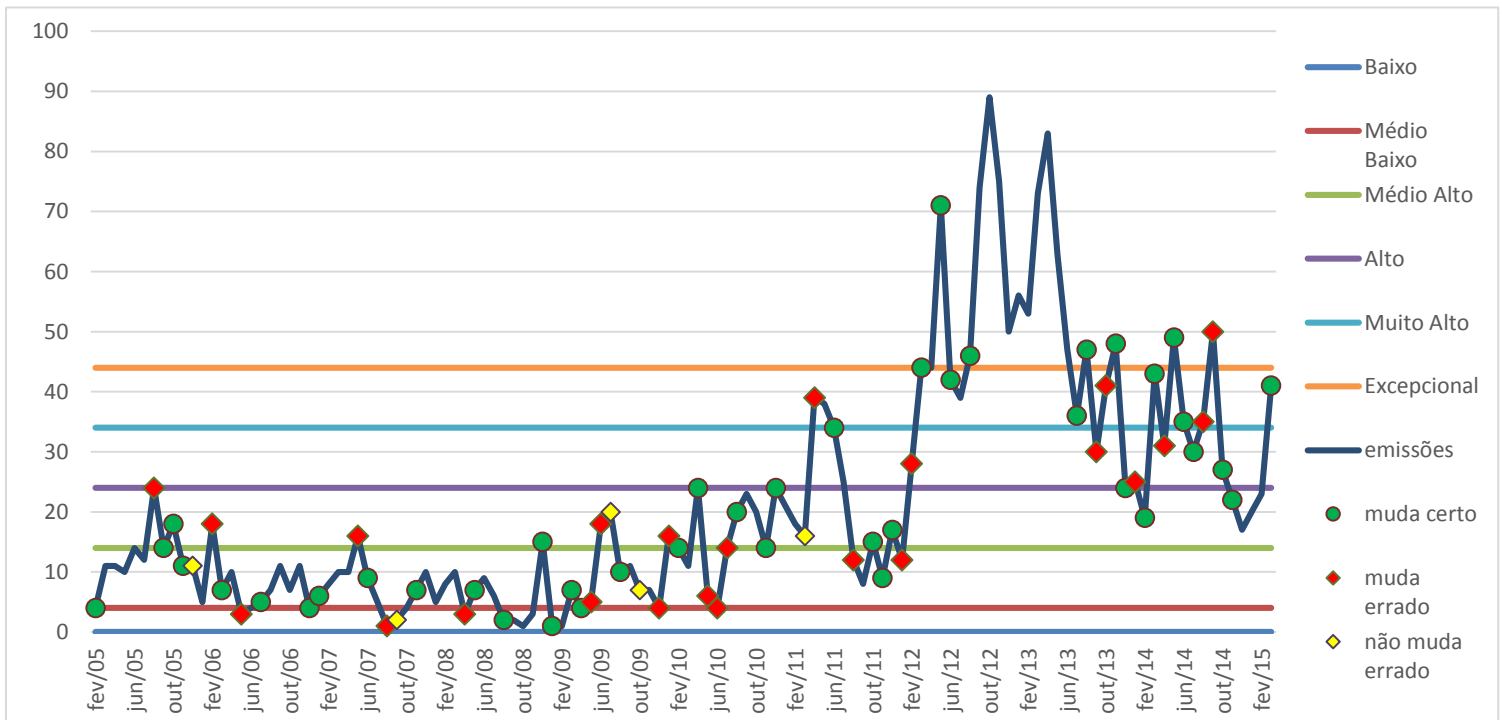
Sendo que para cada nível o regressor possui um índice diferente. No caso de o nível de emissões ser baixo (1) ele acerta 62,5% das vezes, quando médio baixo (2) seu percentual se encontra em 84,8%, já para médio alto (3), o acerto fica em 72,7%, quando alto (4), ele possui seu pior poder de estimação, acertando 50%, já no caso de ser muito alto (5) acerta em 75% dos casos, e por último quando excepcional (6), o modelo responde com seu maior grau de precisão, acertando em

93,8%. Esses resultados podem ser vistos na Tabela 2.

Mesmo assim, analisar somente o nível de acerto não discriminando as suas diferentes ocasiões, impede que se tenha a real noção da qualidade do resultado. Isso quer dizer que, no caso do modelo visto por essa monografia, existem claramente duas situações bem claras onde se pode acertar e errar. Há os casos onde não ocorreu mudança da banda ante o período anterior e o caso quando se muda de intervalo. Acertar muito bem quando não há mudança, mas errar completamente quando há mudança afeta claramente a qualidade do resultado, mesmo que no geral o nível de acerto seja bom.

Sendo assim, é necessário analisar com clareza o grau de precisão do modelo ante cada um dos casos. O resultado final demonstrou que, para ambos os casos o modelo possui qualidade aceitável. Não há dúvidas que é um modelo muito eficiente para estimar quando não ocorrerá mudança, acertando em 91,22% dos casos. Por outro lado, quando se muda de banda o modelo não é tão eficiente, porém gera resultados interessantes, com 64,61% de acertos. O gráfico 5 explana bem esses números.

Gráfico 16–Acertos e erros nas previsões
Discriminado por tipo de erro



Fonte: Gráfico de formulação própria

Os resultados estimados no modelo estão apresentados na tabela 1. Os coeficientes estimados de um modelo Logit Multinomial refletem o efeito da mudança da variável dependente na relação logarítmica das probabilidades (equação 3). Assim, os coeficientes apresentados na tabela 1 refletem o efeito da variação dos regressores sobre a probabilidade de se escolher o resultado $j > 1$ em relação ao cenário base, baixa emissão (“k” na equação 3).

Com isso, os resultados indicam que a probabilidade de o intervalo de emissões ser Média Baixa ante baixa somente é afetado pela variável crisesubprime (Dummy para o período central da crise financeira de 2008). Já a Média Alta tem como fator de efeito para aumentar a probabilidade de o mês emitir quantia referente a sua categoria além de crisesubprime, a l_tnx (taxa de juros de 10 anos dos EUA) e a l_prime (prêmio de risco da dívida pública brasileira). Para resultados acima de (3), o efeito crise perde sua relevância. Como se começa a analisar níveis superiores a meio DP os resultados ficam bastante semelhantes tendo como variáveis significantes, l_tnx , BR_qtd_1 (valor da banda no mês anterior) e Dummies periódicas para os meses.

A variável crisesubprime foi de essencial importância para poder se analisar a diferença entre emitir quantia Baixa no mês e ficar dentro de um intervalo de 0,5 DP (para mais ou para menos, (Médio Baixo) e (Médio Alto)). O resultado de um coeficiente negativo confirma a lógica, pois se o mês indicado for durante a época da crise, ceteris paribus, a chance de o valor estar entre 5 e 24 reduz drasticamente ante ser menor que 5. Chega-se assim à conclusão que a partir de 2005, quando do BOOM do mercado de dívida privada, a maioria das vezes em que se ficou no nível Baixo foram durante esse período do tempo.

O efeito da variável l_prime sobre a probabilidade de o intervalo efetivo ser j ante o índice Baixo (1) somente foi encontrado para a banda Médio Alto (3). Para esse intervalo encontrou-se que, ceteris paribus, uma variação positiva do prêmio de risco, aumentava a chance de o mês indicado se encontrar nessa banda ao invés do cenário base. Esse resultado, único que contradiz o modelo de series temporais, advém provavelmente de alguma impureza do modelo, já que o resultado esperado seria de sinal contrário.

Não surpreendentemente, a variável que mais aferiu resultado para probabilidade de o resultado estar no intervalo $j > 1$ ante ser o cenário base foi o log da taxa de juros de 10 anos americana (l_tnx). Como afirmava a lógica econômica, a regressão apontou que uma variação negativa nesta, afeta positivamente a chance de o resultado ser Médio Alto (3), Alta (4), Muito Alta (5) e Excepcional (6). A ideia vem de que, dado uma taxa risk-free menor, mais projetos se tornam economicamente viáveis aumentando a quantidade de empresas e, assim, automaticamente projetos no mercado.

Um fator interessante que afetou positivamente a probabilidade de estar numa banda mais alta, entende-se assim por Alta (4), Muito Alta (5) e Excepcional (6), contra o cenário base Baixa (1), foi o efeito da defasagem. Isto é, um resultado alto no mês anterior afeta positivamente a chance de ele ser alto no próximo mês. Claramente notou-se esse efeito no momento em que ocorreu um BOOM maior nas emissões, a partir de 2012. Essa ideia advém do fato que em um cenário mais favorável, ao perceber um deslocamento do mercado de crédito para esse novo ativo, o agente tende a seguir a ótica empregada pelas outras companhias gerando um ciclo mais longo na alta e por coincidência na baixa.

As únicas variáveis que em nenhum dos casos apresentou efeito significativo estatisticamente foram as dummies das tributações sobre crédito tomado no exterior ($taxa2anos$ e $taxas5anos$) implantadas pelo governo Dilma para controlar o câmbio. Esse resultado pode demonstrar a falta de eficácia desta política sobre as emissões, porém como não se analisou valor emitido, que seria o objetivo real do programa, esse modelo não pode confirmar se funcionou ou não.

7) Conclusão:

Essa monografia analisou os fatores que incentivam a emissão pelo agente de títulos no mercado internacional em moeda estrangeira. Modelou-se um ARIMA (2,2,4) tentando encontrar resultados consistentes para quantidade de emissões por mês aferindo como variáveis exógenas; a taxa de longo prazo dos títulos do tesouro americano, o custo de um CDS de um e dez anos da dívida pública brasileira, uma Dummy para a crise de 2008 além de três mudanças na regra de tributação para empréstimos no exterior.

Sendo assim, conclui-se que realmente, a partir de 2004, excetuando 2008 e 2009, o país viveu um cenário muito propício para as emissões desses bonds com taxa de juros americana baixa e risco-país dos menores já aferidos ao Brasil. Porém com o fim do ciclo de preços das commodities e a piora substancial dos mais variados fatores macroeconômicos desde 2012, dentre os mais importantes estão; inflação, crescimento, superávit fiscal e desemprego, o cenário aparenta se arrefecer nos próximos ciclos. Isso tenderá aumentar o número de emissões de debêntures nacionais contra os títulos no mercado internacional.

Além disso, com a já esperada subida da taxa de juros americana para 2015, mais tardar 2016, é possível que globalmente o mercado internacional de bonds privado desaqueça. Países mais periféricos deveram sofrer maior choque dado que, com o maior retorno para títulos de países desenvolvidos, muitos investidores conservadores que, por uma questão momentânea de retornos muito baixos, se deslocaram para mercados de High Yield reaportarão seu capital internamente. Sendo assim, só as economias mais sólidas dentre os emergentes conseguiram liquidez a taxas competitivas.

Para garantir que isso não ocorra é preciso uma mudança drástica na política implantada pelo governo atual via aumento de credibilidade das instituições com cortes pesados nos gastos públicos e maior eficiência da máquina estatal. Se realmente conseguir melhorar o cenário, algo hoje muito pouco provável há a possibilidade que em 2016 esse mercado volte a ser atraente às companhias privadas. Se não for efetivado, essa janela poderá ser muito maior, chegando ao limite de perder por muito tempo, um mercado interessante para obtenção de capitais.

8) Tabelas:

Tabela 4: Modelo ARIMA (2,2,4) de séries temporais

d_d_crisesubprime	-0,893211 [-2,560]**
d_d_tnx	-0,442423 [-2,768]***
d_d_cds1anos	-0,00523673 [-2,950]***
d_d_cds10anos	0,000613624 [0,4793]
d_d_taxa1anos	0,3815 [0,6304]
d_d_taxa2anos	-0,0941804 [-0,1956]
d_d_taxa5anos	0,559069 [1,742]
d_d_l_BRqtdtotal_1	-0,951505 [-14,63]***
d_d_l_BRqtdtotal_2	-0,865946 [-14,23]***
d_d_ε_1	-0,598847 [-4,231]***
d_d_ε_2	-0,133182 [-2,554]***
d_d_ε_3	-0,946178 [-17,04]***
d_d_ε_4	0,678206 [4,959]***
Observações	123

*Números em parênteses são os erros-padrão da variável. *, **, e *** indicam os níveis de significância do coeficiente em 10, 5 e 1 por cento, respectivamente.

Tabela 5: Máxima verossimilhança da probabilidade usando os níveis relativos ao cenário base Baixa emissão (1), resultado equação (3).

Intervalo	Médio baixo	Médio alto	Alto	Muito alto	Excepcional
l_tnx	-2,21128	-10,211***	-10,8299*	-15,983**	-33,43***
Erro padrão	(2,51438)	(3,11458)	(5,67739)	(6,22998)	(11,2261)
l_prime	0,639536	4,80396***	-3,48516	-6,41443	-5,94172
Erro padrão	(1,52629)	(1,77463)	375,662	(68,2565)	(44,8054)
dm1	1,77861	-0,138993	11,0876*	52,3049	16,0304
Erro padrão	(1,60557)	(1,78708)	(6,24500)	(23584,0)	(15,5595)
dm2	0,730783	0,218023	11,1456*	65,2883	17,0782
Erro padrão	(1,56282)	(1,64936)	(6,04486)	(20292,6)	(40,9550)
dm3	22,6602	20,1005	14,2169	50,7880	41,3036
Erro padrão	(16187,3)	(16187,3)	(33661,0)	(16187,3)	(16187,3)
dm4	0,672454	-0,336998	14,0019**	30,8278*	19,0579
Erro padrão	(1,52743)	(1,79803)	(6,76778)	(17,2731)	(15,6295)
dm5	2,84075	1,13570	-9,67246	28,7711*	27,707***
Erro padrão	(1,97812)	(2,32709)	(24425,2)	(17,1456)	(10,0860)
dm6	0,168829	-2,05822	8,77965	26,4855	15,2366*
Erro padrão	(1,47232)	(1,85534)	(7,03271)	(17,3657)	(7,98588)
dm7	23,2711	20,7448	33,2528	49,5444	18,5739
Erro padrão	(17755,2)	(17755,2)	(17755,2)	(17755,2)	(23404,6)
dm8	0,521905	-1,56803	-12,4526	23,7174	19,9546**
Erro padrão	(1,61502)	(2,00686)	(20191,7)	(17,2382)	(8,69182)
dm9	0,946042	-2,52627	8,14120	4,43311	15,8382*
Erro padrão	(1,63269)	(2,30421)	(7,16012)	22764,8	(8,71363)
dm10	0,700639	0,742704	10,8140*	26,7212	13,8013**
Erro padrão	(1,70280)	(1,85516)	(6,13986)	(17,0535)	(6,70202)
dm11	2,50410	-1,91586	-12,9866	30,4862	17,5410**
Erro padrão	(1,90192)	(2,49221)	(22576,8)	(23144,8)	(8,08724)
taxa2anos	17,2804	12,1115	16,4776	15,5127	11,2504
Erro padrão	(13574,7)	(13574,7)	(13574,7)	(13574,7)	(13574,7)
taxa5anos	-28,6720	-26,6274	-35,1382	-13,4846	-19,5445
Erro padrão	(92705,2)	(98191,6)	(102464)	(72860,6)	(72860,6)
crisesubprime	-3,80532**	-6,5923***	-20,7077	-21,1259	-3,73449
Erro padrão	(1,68764)	(2,23619)	(22435,8)	(22013,7)	(22748,3)
BRqtd_1	0,920661	1,09564	4,325***	3,648***	8,2072***
Erro padrão	(0,680794)	(0,775752)	(1,26676)	(1,20012)	(2,19395)

*Números em parênteses são os erros-padrão da variável. *, **, e *** indicam os níveis de significância do coeficiente em 10, 5 e 1 por cento, respectivamente.

Tabela 6: Taxa de acerto discriminado por categoria:

Intervalo	Baixo	Médio baixo	Médio alto	Alto	Muito alto	Excepcional	Total
Total de escolhas	16	46	22	10	12	16	122
Escolhas corretas	10	39	16	5	9	15	94
Taxa de acerto	62,5%	84.8%	72.7%	50%	75%	93.8%	77%

9) Referências:

BLOOMBERG

Tesouro nacional

Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil Março 2015, **Emissões de Subsidiárias de Matrizes Brasileiras no Mercado Internacional**, Disponível em <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2015/03/ri201503b5p.pdf> Acesso em: 01 jul. 2015.

DURBIN, Erik; NG, David. **The sovereign ceiling and emerging market corporate bond spreads**. Journal of International Money and Finance. v. 24, p631-649, 2005.

AMIRA, Khaled. **Determinants of Sovereign Eurobonds Yield Spread**. Journal of Business Finance & Accounting, 31 (5)&(6), Jun/Jul., 2004

BLOCK, Steven A.; VAALER, Paul M.. **The Price of Democracy: Sovereign Risk Ratings, Bond Spreads and Political Business Cycles in Developing Countries**. Journal of International Money and Finance. v. 23, p. 917-946, 2004.

VALLE, Mauricio Ribeiro do. **O Custo de Captação nos Mercados Americano de Bonds e Internacional de Eurobonds: Uma Análise das Maiores Empresas do Setor de Papel & Celulose**. São Paulo, 2000. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

TURNER, Philip. **Global Monetary Policies and the Markets: Policy Dilemmas in the Emerging Markets**. Comparative Economic Studies, v. 57, n. 2, p. 276-299, 2015.

BLACK, Susan; MUNRO, Anella. **Why Issue Bonds Offshore?** BIS Working Paper, n.334, Dezembro 2010.

Eichengreen B and R Hausmann: **Exchange rates and financial fragility** New Challenges for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Kansas City. Kansas City, 1999

Fletcher, D and L Taylor: **Swap-covered interest parity in long-date markets**, The Review of Economics and Statistics, vol 78, no 3, pp 530–38, MIT. 1996

CLARKE, Noel. **The Economist Intelligence Unit to Eurobonds**. McGraw-Hill Inc. New York, 1993.

BRIGHAM, E.F.; GAPENSKI, L.C.; EHRHARDT, M.C. **Administração Financeira: teoria e prática**. Tradução GUIMARÃES, A.L; SALAZAR, J.N.A. São Paulo: Atlas, 2001. Pag 228

Pindyck, R.S.; and Rubinfeld, D.L.; **Econometric Models and Economic Forecasts. Third edition**, McGraw-Hill, Inc., 1991

Greene, W.H. **Econometric Analysis**. Third edition, Prentice Hall, NJ, 1997.

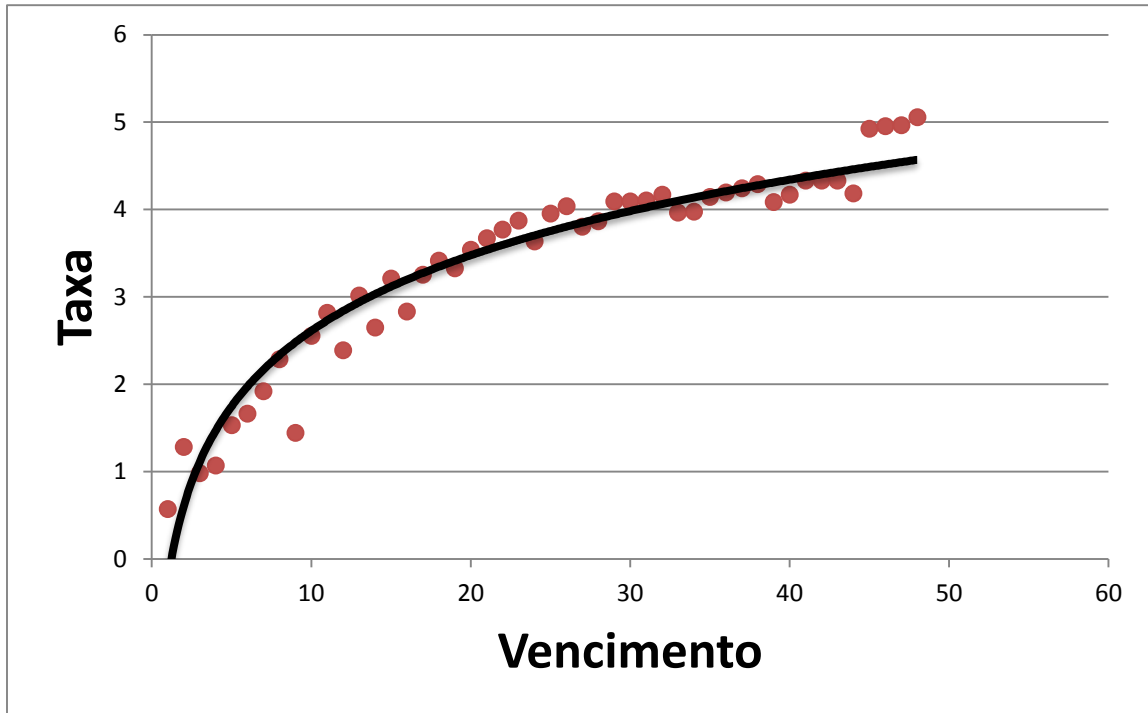
Bernakee, B. S. **Long-Term Interest Rates**. Discurso feito no “Annual Monetary/Macroeconomics Conference: The Past and Future of Monetary Policy”, sponsored by Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, California, março de 2013

O GLOBO. Com nova alta da Selic, Brasil volta a ter a maior taxa real de juros do mundo. **O Globo**, Rio de Janeiro, 04 mar. 2015. Disponível em: <http://oglobo.globo.com/economia/com-nova-alta-da-selic-brasil-volta-ter-maior-taxa-real-de-juros-do-mundo-15504379> Acesso em: 01 jul. 2015.

Anexo 1:

Gráfico 17– Yield to Maturity Bonds soberanos

Por valor na emissão



Fonte: BLOOMBERG

Anexo 2:

Lista 1 – Empresas com Bonds emitidos atualmente

Por ordem de grandeza (valor emitido)

Banco do Brasil SA/Cayman	Banco do Estado de Sao Paulo SA/Grand	Cia Ultragaz SA
Itau Unibanco Holding SA/Cayman	Cosan SA Industria e Comercio	Matone Investimentos SA/Brazil
Banco Bradesco SA/Cayman Islands	Unibanco - Uniao de Bancos Brasileiros	Banco Fibra SA/Cayman Islands
Caixa Economica Federal	BES Investimento do Brasil SA Banco de	Fibra Leasing SA Arrendamento Mercantil
Telemar Norte Leste SA	HSBC Bank Brasil SA - Banco Multiplo	Banco Frances e Brasileiro SA
Banco Santander Brasil SA/Cayman	Cia de Saneamento Basico do Estado de	Cia Hering
Banco Votorantim SA	Banco ABC Brasil SA	BCV - Banco de Credito e Varejo SA
Centrais Eletricas Brasileiras SA	Braskem International Ltd	Rodopa Industria e Comercio de Alimentos
Banco Santander Brasil SA	Bertin SA / Bertin Finance Ltd	Itau Unibanco SA/New York NY
Banco BTG Pactual SA/Cayman Islands	ISA Capital do Brasil SA	Sifco AS
Samarco Mineracao SA	Banco Mercantil do Brasil SA	Tangara Importadora e Exportadora SA
BRF SA	NET Servicos de Comunicacao SA	Usina Navirai SA
Banco Safra SA/Cayman Islands	Itau Unibanco Holding SA	Banco Itau BBA SA/Nassau
Votorantim Cimentos SA	Tonon Bioenergia SA	SMA Empreendimentos e Participacoes SA
Oi SA	JBS SA	HSBC Bank Brasil SA/Cayman Islands
Banco Votorantim Ltd/Nassau	BR Properties SA	Banco do Brasil SA/London
Banco BMG SA	USJ Acucar e Alcool SA	Omni SA Credito Financiamento e
Globo Comunicacao e Participacoes AS	Embraer SA	TAF Linhas Aereas SA
Cia Brasileira de Aluminio	VRG Linhas Aereas SA	Viacao Itapemirim SA
Banco Cruzeiro do Sul SA/Brazil	National Steel SA	Queluz Finance LLP For Instituto
Banco Daycoval SA	Cimento Tupi SA	Construtora Caparao S/A
Votorantim Industrial SA	Energisa SA	Itesa Ltda Via Queluz Finance LLP
Banco do Estado do Rio Grande do Sul	Claro SA	Itau Unibanco SA/Nassau
Cielo SA / Cielo USA Inc	Banco do Estado de Sao Paulo SA	Banco do Brasil SA
Banco Industrial e Comercial SA	Banco Bonsucesso SA	Banco ABC Brasil SA/Sao Paulo
Banco Pan SA	Banco Pine SA	Paging Network DO Brasil SA
Vale SA	Itau Unibanco SA/Cayman Islands	Sharp SA Equipamentos Eletronicos
Hypermarcas SA	SA Fabrica de Produtos Alimenticios	Banco Santos
Rede Energia SA	Banco Itau BBA SA	Constran SA
Braskem SA	Ceagro Agricola Ltda	Banco BVA SA
BM&FBovespa SA	Banco Fibra SA	Bombрил SA
Gerdau SA	Banco do Brasil SA/New York	BANIF - Banco Internacional do Funchal
Banco do Nordeste do Brasil AS		

Fonte: BLOOMBERG