

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

DANIEL BARROS RODRIGUES COSTA

**ESTUDO DA DIFERENÇA ENTRE AS CURVAS DE TÍTULO PÚBLICO
PREFIXADAS EM REAIS INTERNA E EXTERNA BRASILEIRAS**

SÃO PAULO

2008

DANIEL BARROS RODRIGUES COSTA

**ESTUDO DA DIFERENÇA ENTRE AS CURVAS DE TÍTULO PÚBLICO
PREFIXADAS EM REAIS INTERNA E EXTERNA BRASILEIRAS**

Dissertação apresentada à
Escola de Economia da Fundação
Getúlio Vargas (FGV/EESP) como
requisito para obtenção do título de
Mestre em Finanças e Economia
Empresarial.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo
Matone

SÃO PAULO

2008

Costa, Daniel Barros Rodrigues.

Estudo da diferença entre as curvas de título público prefixadas em reais interna e externa brasileiras / Daniel Barros Rodrigues Costa. - 2008.

64 f.

Orientador: Ricardo Matone

Dissertação (Mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Títulos públicos - Brasil. I. Matone, Ricardo. II. Dissertação (Mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.763.33(81)

DANIEL BARROS RODRIGUES COSTA

**ESTUDO DA DIFERENÇA ENTRE AS CURVAS DE TÍTULO PÚBLICO
PREFIXADAS EM REAIS INTERNA E EXTERNA BRASILEIRAS**

Dissertação apresentada à
Escola de Economia da Fundação
Getúlio Vargas (FGV/EESP) como
requisito para obtenção do título de
Mestre em Finanças e Economia
Empresarial.

Data de aprovação:

___/___/___

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Matone
(Orientador)

Prof. Dr. Amaury Junior

Prof. Dr. Franklin Gonçalves

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, Pro. Dr. Ricardo Matone, pela orientação e toda a atenção dispensada. Sua disponibilidade e constante incentivo foram fundamentais para os resultados deste trabalho e para o meu amadurecimento acadêmico.

Ao economista Gustavo Aleixo pelas sugestões e orientações matemáticas. Ao Caio Blasco, Alexandre Bin Wan Song, Landulpho Profili, Sergio Gabriele, Daniel Oya e Marcio Del Valle pelas discussões técnicas e informações sobre mercado externo de títulos públicos brasileiros.

A minha família e amigos pelo apoio em todos os momentos.

Por fim, agradeço em especial minha esposa Sabrina pelo amor, paciência, apoio e dedicação. A alegria de sua companhia é essencial na superação de cada fase de nossas vidas.

RESUMO

O governo brasileiro desde setembro de 2005 emite dívida prefixada em reais no mercado externo (*offshore*). Desde então, estes títulos são negociados em taxas significativamente abaixo das taxas dos títulos semelhantes no mercado interno. Estas diferenças permanecem grandes depois de levarmos em consideração as diferenças de custos de impostos entre os dois mercados. Em fevereiro de 2006 o governo brasileiro isentou o investidor estrangeiro do pagamento de imposto de renda no lucro obtido na compra de títulos públicos no mercado interno.

Neste trabalho quantificamos, na visão de um investidor estrangeiro, a diferença líquida (descontados custos e impostos) entre as curvas de títulos públicos brasileiros prefixados em reais do mercado interno e externo. Mostramos que esta diferença pode ser largamente explicada por fatores como demanda pela moeda local (representada pela taxa de câmbio reais contra dólar) e nível de taxa de juros (representada pela curva interna). Utilizando o modelo proposto quantificamos em 0.15% o impacto na curva interna da medida que liberou o investidor estrangeiro do pagamento de imposto de renda. Aplicamos teste de causalidade de GRANGER (1969) e não conseguimos rejeitar a hipótese de que a curva prefixada externa em reais causa a curva interna.

ABSTRACT

Since September 2005 Brazil government sells fixed reais debt on offshore market. Those bonds trade at a price significantly above similar onshore debt. This disparities remains if we consider the differences of costs and tax between onshore and offshore markets. In February 2006 Brazil government exempted foreign investor to pay income tax in local fixed income sovereign debt.

This paper quantifies the difference between onshore and offshore brazilian local currency debt yield curve. The analysis is done assuming the point of view of the foreign investor after costs and taxes. We show that a large fraction of the variability of this difference is explained by demand for local currency (measured by exchange rate) and interest rate exposure (local market curve). With this model, we quantified the impact in onshore curve of the foreign investor income tax exemption to be 0.15%. Applying Granger's causality test (GRANGER, 1969) it was not possible to refute that offshore fixed reais curve cause onshore one.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1 Dívida externa em reais.....	5
1.2 Dívida interna em reais.....	5
1.3 Conversibilidade	6
1.4 Valor de escassez.....	8
1.5 MP 281.....	9
2. MODELO.....	10
2.1 Definição do objeto de estudo: variável <i>Prêmio</i>	10
2.2 Modelo proposto.....	12
2.3 Algoritmo Bootstrapping.....	16
2.4 Custos dos impostos, fees e taxas do mercado local.....	20
3. METODOLOGIA.....	26
3.1 Determinar nível de integração.....	26
3.2 Teste de cointegração.....	27
3.3 Regressão <i>OLS</i>	28
3.4 Teste de causalidade de Granger.....	29
3.5 Base de dados.....	30
4. RESULTADOS EMPÍRICOS.....	32
5. CONCLUSÕES.....	36
5.1 Considerações Finais.....	37
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	39

1. INTRODUÇÃO

O Tesouro Nacional brasileiro, desde setembro de 2005, emite dívida prefixada em reais no mercado externo (*offshore*): os chamados Globals BRL. Atualmente existem títulos em três vencimentos: 2016, 2022 e 2028. No mercado interno (*onshore*), os títulos LTN e NTN-F formam a dívida prefixada em reais.

As emissões interna e externa são ativos semelhantes: têm mesmo emissor e representam risco de mercado no mesmo indexador. O Global BRL 2016, o mais curto, possui referência de preço de mesma *duration* no mercado interno: as NTN-Fs mais longas. Nestes últimos dois anos, de setembro de 2005 até setembro de 2007, observamos grande diferença entre as taxas negociadas entre os dois mercados. Estas diferenças permanecem grandes mesmo depois de levarmos em consideração as diferenças de custos referentes às taxas e impostos que existem entre os mercados interno e externo. Na maior parte do tempo a curva local negociou em taxas maiores do que a curva externa.

A principal diferença entre o Global BRL 2016 e as NTN-Fs longas é o local em que o título foi emitido e é negociado. Os Globals BRL são precificados em reais e a liquidação é realizada em dólar em *clearing* internacional. As NTN-Fs são negociadas em reais e liquidadas nesta moeda no mercado local brasileiro. Esta diferença traz o risco de conversibilidade. Na Seção 1.3 tratamos deste tema com mais profundidade.

Outra diferença de destaque é o estoque da dívida nos dois mercados. O total das emissões externa em reais é de apenas R\$10,2 bilhões, que é muito pequeno comparado com os mais de R\$400 bilhões da dívida interna. O real não é moeda livremente conversível e o investidor estrangeiro ainda é pequeno no mercado local¹. Isto cria o que chamamos de *valor de escassez* para os ativos em reais externos. No

¹ O investidor estrangeiro possui 4.52% da DPMFi (Dívida Pública Mobiliária Federal Interna). O histórico deste dado desde janeiro de 2006 é apresentado no Gráfico 1.

mercado externo, que tem grande volume de investidores, o estoque de emissão é pequeno.

Comprar no mercado interno uma NTN-F ainda é trabalhoso e caro para o investidor estrangeiro se comparado a comprar um Global BRL 2016 no mercado externo. O governo tem tomado medidas de incentivo à entrada de investidores estrangeiros no mercado interno brasileiro. A mais relevante delas ocorreu em fevereiro de 2006: a alíquota de imposto de renda (IR) sobre lucro com títulos públicos foi reduzida de 15% para zero, para aqueles investidores estrangeiros que atendem as exigências da medida provisória 281 (Seção 1.5).

GARCIA e SALOMÃO (2006) entendem que os investidores estrangeiros trazem importante oportunidade para o Brasil. Eles naturalmente podem assumir maior parcela de risco sistêmico brasileiro do que o investidor local. O cidadão brasileiro carrega necessariamente muito risco Brasil. Se o país vai mal é provável que este cidadão perca o emprego ou tenha outros tipos de prejuízos. Desta forma é natural que o investidor local demande maior rendimento para carregar papéis com risco Brasil do que investidores estrangeiros. Estes últimos possuem perfil de aversão a risco diferenciados do investidor local. Por isto conseguem efetivamente reduzir o risco sistêmico dos carregadores da dívida brasileira. Sendo assim, a inclusão dos estrangeiros possibilita o alongamento da dívida e a redução das taxas de juros longas. E, à medida que os investidores externos estejam dispostos a prover liquidez para títulos de prazos mais longos, os investidores domésticos tenderão a seguir o exemplo. Os autores comentam que a medida que isentou investidor estrangeiro do pagamento de IR vem reforçar tal movimento e esperam que a medida traga bons resultados no alongamento da dívida.

Ainda neste trabalho, GARCIA e SALOMÃO (2006) estudam experiências bem sucedidas de alongamento de dívida no México, Polônia e Israel. Estes países passaram por transformações semelhantes às que o Brasil passa hoje. O alongamento do mercado de renda fixa em moeda doméstica ocorreu simultaneamente à diminuição da participação da dívida em moeda estrangeira. Os países passaram por programas de estabilização baseados em fundamentos fiscais que conduziram à queda da razão dívida/PIB. O regime monetário nos três casos é

o de metas para inflação tendo ocorrido forte redução da inflação. À medida que a inflação caiu, caiu também a taxa real de juros produzindo queda acentuada nas taxas nominais e incentivando o alongamento da dívida. Em todos os casos a presença do investidor estrangeiro foi importante neste objetivo. Por fim a obtenção de *investment grade* pelos três países confirmou a redução dos riscos sistêmicos

Visto que a dívida soberana prefixada em reais no mercado externo existe há somente pouco mais de dois anos, não encontramos na literatura estudo sobre a mesma. Por outro lado, sobre a dívida interna em reais a literatura está repleta de trabalhos. Dentre eles destacamos VALLI e VARGA (2002) e SILVEIRA e BESSADA (2003) que, seguindo trabalho anterior de LITTERMAN e SCHEINKMAN (1991), estudam a curva interna de juros baseando-se na análise de componentes principais para identificar fatores comuns que influenciam o comportamento da estrutura a termo. No entanto, apesar de apresentarem uma boa descrição da estrutura a termo da curva de juros, os modelos de fatores não fornecem informações sobre a natureza econômica das variações da curva de juros. Por esta razão, recentemente estudos foram desenvolvidos com o objetivo de identificar fatores macroeconômicos fundamentais responsáveis pela variação da curva de juros. Os trabalhos de SILVEIRA (2005) e MATSUMARA e MOREIRA (2005) são pioneiros em relacionar curva de juros e variáveis macroeconômicas no caso brasileiro. Por fim, TABAK (2003) e TABAK e TABATA (2005) estudam os movimentos da estrutura a termo de juros a partir das modificações da taxa de juros de curtíssimo prazo (SELIC).

Neste trabalho estudamos de forma pioneira as relações entre as curvas interna e externa soberanas prefixadas em reais. As taxas nominais no mercado interno, no período estudado, estavam consideravelmente acima das taxas do mercado externo. Do ponto de vista do investidor estrangeiro, calculamos os custos de investir no mercado interno. Considerando estes custos e ajustando as diferenças entre bases em que as taxas são negociadas nos dois mercados, a curva local ainda esteve, na média, 1,46% acima da curva externa no período que seguiu a edição da MP 281. Esta diferença chamamos de *Prêmio*.

Propomos um modelo que explica o *Prêmio* a partir de variáveis que capturam demanda por ativos em reais e o nível dos juros prefixados nominais. Baseado neste

modelo testamos econometricamente (por variável *dummy*) o efeito da liberação do imposto de renda para o investidor estrangeiro nas taxas do mercado interno. O modelo sugere que o efeito da MP 281 sobre a curva de juros local foi de 0.15% em um título que vence em aproximadamente 10 anos. Para efeito de comparação, a isenção de imposto de renda trouxe na média aproximadamente 1.88% ao ano mais rentabilidade para o investidor estrangeiro.

Os títulos prefixados em reais da dívida interna e externa são ativos muito semelhantes negociados em diferentes mercados. Na tentativa de determinar qual dos dois mercados primeiro reage às informações relevantes na formação de preço aplicamos teste de causalidade de GRANGER (1969). Não conseguimos rejeitar a hipótese de que mercado externo causa-Granger o mercado interno.

Nas Seções 1.1 e 1.2, descrevemos brevemente o mercado de títulos públicos prefixados em reais externo e interno. Na Seção 1.3, discutimos risco de conversibilidade. No período deste estudo o risco de conversibilidade com vencimento ano ficou muito baixo se comparado com a última década. O pequeno estoque de dívida em reais no mercado externo gera o que definimos na Seção 1.4 como *valor de escassez*. Na Seção 1.5, apresentamos detalhes da medida que isentou o investidor estrangeiro de imposto de renda. No Capítulo 2, apresentamos o modelo proposto neste trabalho. Em 2.1, definimos formalmente a variável de estudo (*Prêmio*). Na Seção 2.2, propomos o modelo propriamente dito. Para chegarmos na variável *Prêmio* precisamos calcular a curva de títulos público *zero-coupon* (sem pagamento de juros) prefixada interna (Seção 2.3) e também precisamos saber os custos de taxas e impostos que fazem os mercados internos e externos diferentes (Seção 2.4). No Capítulo 3, abordamos a metodologia econométrica utilizada: testes de raiz unitária (Seção 3.1), de cointegração (Seção 3.2), regressão propriamente dita (3.3) e teste de causalidade (3.4). Na Seção 4, apresentamos os resultados empíricos deste trabalho e, na Seção 6, fazemos as análises finais e conclusões.

1.1 Dívida externa em reais

Em 19 de setembro de 2005, o Tesouro Nacional emitiu, pela primeira vez no mercado externo, título prefixado em reais chamado Global BRL 2016. Entre este dia e 19 junho de 2007, o Tesouro Nacional realizou outras sete emissões (Tabela 1). Atualmente a dívida em reais externa possui valor de face de R\$10,2 bilhões que é quase igualmente distribuído em três vencimentos: 5 de janeiro de 2016, 2022 e 2028. A taxa destes títulos é calculada em base linear por dias corridos ISMA 30/360².

Um dos objetivos do Tesouro Nacional é criar uma curva externa em moeda local (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2006a, p.10). O investidor estrangeiro demanda ativos de vencimento mais longo do que os locais. O Tesouro, ao emitir Globals BRL, alonga a dívida e cria referência de preços para ativos em reais em vencimentos mais longos do que na curva interna. O prazo médio da dívida externa em reais é de 84.6 meses em setembro de 2007. (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2007, p.15).

Como o real não é uma moeda livremente conversível, as operações com os Globals BRL são liquidadas em dólar. No instante de cada transação, além do preço unitário (PU) em reais do título, é necessário definir uma taxa de câmbio real contra dólar de referência. Na emissão e no vencimento do título a liquidação é feita em dólares pela PTAX³.

1.2 Dívida interna em reais

O mercado local de títulos públicos prefixado em reais é composto por LTN (Letras do Tesouro Nacional) e NTN-F (Nota do Tesouro Nacional – série F). LTN não têm pagamento de juros, ou seja, é *zero-coupon*. São títulos de curto prazo:

² Na Seção 2.3 descrevemos o padrão ISMA 30/360.

³ Taxa de câmbio divulgada pelo banco central no final de cada dia correspondendo à média de todos os negócios entre dólares e reais realizados naquela data no mercado interbancário de câmbio.

vencem no primeiro dia útil dos meses de janeiro, abril, julho e outubro e, atualmente, a mais longa possui um pouco mais de dois anos. NTN-F são títulos prefixados com pagamento de juros semi-anuais. Em geral as NTN-F são títulos mais longos, com vencimentos de até 10 anos. As taxas destes títulos são calculadas em base exponencial por 252 dias úteis.

LTN e NTN-F somados representam, em setembro de 2007, 36,8% da DPMFi (Dívida Pública Mobiliária Federal Interna), ou seja, R\$442 bilhões, sendo R\$122 bilhões em NTN-F e R\$320 bilhões em LTN (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2007, p.11). O prazo médio do estoque de LTN é 9.2 meses e de NTN-F 37.7 meses (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2007, p.15).

1.3 Conversibilidade

Definimos o risco de conversibilidade como sendo o risco do investidor estrangeiro, ao aplicar no mercado interno, não conseguir livremente trocar seus reais por moeda estrangeira e enviar os recursos para o mercado externo.

Desta forma, o investidor estrangeiro ao comprar título público no mercado interno assume risco de conversibilidade.

O tema conversibilidade gerou forte debate entre economistas brasileiros nos últimos anos. PÉRCIO ARIDA (2003a, 2003b, 2004) e EDMAR BACHA (2003) defendem a plena conversibilidade do real sob a hipótese de que a manutenção de controles administrativos às transações com moeda estrangeira interfere nas taxas de juros interna e externa deixando-as maiores do que numa situação de conversibilidade. A manutenção de um regime de conversibilidade restrita sinaliza para credores externos a possibilidade de o Banco Central (BC) suspender ou contingenciar os pagamentos ao exterior no futuro (ARIDA; 2003a). Esta possibilidade causaria o aumento do risco-país acompanhado possivelmente por uma expectativa de depreciação excessiva da moeda doméstica. A conversibilidade restrita obrigaria o BC manter volumes maiores de reservas. Arida (ARIDA; 2004) acrescenta que a livre conversibilidade possibilitaria a alocação de capital para oportunidades de investimentos mais produtivas em outros países e diminui o

impacto das flutuações de renda sobre consumo, visto que os fluxos de capitais externos evitariam quedas profundas no consumo nacional durante uma desaceleração cíclica.

As idéias de Arida e Bacha foram criticadas de forma teórica por FERRARI; JAIME JR; LIMA; OREIRO e PAULA (2004) e por BELLUZO e CARNEIRO (2004). Na visão destes autores a conversibilidade plena iria resultar em maior instabilidade macroeconômica para o país por aumento de risco cambial, trazendo aumento nas taxas de juros domésticas e com efeitos negativos sobre o crescimento econômico. Trabalho de OREIRO, PAULA e SILVA (2004) critica empiricamente as conclusões de Arida e Bacha. Utilizando dados de 1994 até 2003 tal estudo não encontrou evidências que medidas na direção da livre conversibilidade geraram diminuição de juros reais no Brasil. Neste período, somente a transição do regime de câmbio fixo para flutuante determinou diminuição de juros reais.

Sobre conversibilidade destacamos o trabalho de GARCIA e DIDIER (2001). Eles utilizaram como medida de risco de conversibilidade dados de desvalorização do real frente ao dólar em contratos a termo negociados no mercado externo (*Non-Deliverable Forwards de Real-NDF*). Destes foi retirada a depreciação implícita medida pelos *swaps* no mercado interno. A diferença entre as depreciações implícitas nos contratos de NDF e *swap* local define o risco de conversibilidade.⁴ O estudo mostra que no Brasil, desconsiderando alguns períodos de crise nos mercados financeiros compreendidos entre setembro de 1997 e março de 1999, o risco de conversibilidade esteve próximo de zero entre 1996 e 2000.

Por todo o período depois de setembro de 2005, como mostra o Gráfico 4, o mercado precificou o risco de conversibilidade de curto prazo como menor do que zero. Na média esteve em -0.24% e no pior momento em zero. Esta situação soa como não usual: o risco de, por algum motivo, não ser possível enviar dólares para o Brasil ser maior do que o risco de não se conseguir retirar dólares do Brasil. Entendemos que o risco de conversibilidade ficou negativo neste período pois a

⁴ Na Seção 3.5, onde descrevemos a origem dos dados utilizados neste trabalho, apresentamos matematicamente esta definição de conversibilidade.

demanda do investidor estrangeiro para estar ativo em moeda brasileira (que teve seu reflexo na apreciação do real; Gráfico 9) foi grande o suficiente para que o instrumento mais fácil de fazê-lo (*NDF*) negociasse mais caro (em reais) do que instrumentos menos acessíveis para o investidor estrangeiro no mercado local. Desta forma, o risco de conversibilidade ficou negativo.

Os títulos da dívida interna têm vencimentos bem mais longos do que dois anos. Desta forma os dados deste gráfico não mensuram exatamente o risco conversibilidade de mesma *duration* da dívida interna local. No entanto, o Gráfico 4 mostra que o mercado percebeu o risco de conversibilidade de curto prazo como praticamente zero no período deste estudo.

1.4 Valor de escassez

O estoque de dívida em reais no mercado externo é pequeno se comparado ao estoque de dívida em reais no mercado interno. São poucas as opções de ativos líquidos indexados a reais no mercado externo. Este fato gera o que chamamos de *valor de escassez*.

O volume pequeno no mercado externo contribui para menor liquidez destes papéis, contribui também para um menor mercado de aluguel de títulos (*repo*). Com um mercado restrito de aluguel perde-se a capacidade de arbitragem eficiente entre os mercados externo e interno.

1.5 MP 281

A Medida Provisória 281 (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2006) foi publicada no “Diário Oficial” da União no dia 16 de fevereiro de 2006. A partir deste dia é reduzida de 15% para zero a alíquota de imposto de renda para investidor não residente (estrangeiro). Esta nova regra não vale para investidores de países que não tributem a renda ou que a tributem em alíquota máxima de 20%, os chamados paraísos fiscais. A MP 281 foi convertida em Lei 11.312, de 27 de junho de 2006.

Países como Estados Unidos, Japão, Inglaterra, México, Peru, Chile, China, Índia dentre outros têm tratamento semelhante ao investidor estrangeiro.

Algumas semanas antes de seu anúncio oficial, a MP 281 foi discutida pela imprensa brasileira (LEITE, 2006) e o mercado antecipou nos preços seus efeitos.

2. MODELO

2.1 Definição do objeto de estudo: variável *Prêmio*.

O objeto de estudo é a diferença líquida entre a curva interna (*onshore*) e externa (*offshore*) prefixada em reais considerando diferenças de custos e impostos tomando como base o investidor estrangeiro.

Como referência da curva externa vamos utilizar a taxa do título Global BRL 2016 ($\text{Global16}_{\text{Off-shore}}$; Gráfico 5) por dois motivos principais:

- Dos três vencimentos da dívida externa em reais este é o título mais antigo. Possui preços desde setembro de 2005. O Global BRL 2022 foi lançado somente um ano depois em setembro de 2006 e o Global BRL 2028 em fevereiro de 2007 (Tabela 1). Estes dois últimos títulos têm pequeno histórico de preços de fechamento.
- A curva de títulos públicos prefixada interna tem, atualmente, a NTN-F 2017 como título de vencimento mais longo. Somente o Global BRL 2016 tem hoje título público no mercado interno com vencimento semelhante, não temos hoje títulos públicos na dívida interna para comparar com os Globals BRL 2022 e 2028.

Como referência da curva prefixada interna vamos utilizar o *yield* do título $\text{Global16}_{\text{On-shore}}$. Define-se $\text{Global16}_{\text{On-shore}}$ como sendo um título de fluxo exatamente igual ao Global BRL 2016 ($\text{Global16}_{\text{Off-shore}}$) precificado pelas taxas internas da curva de títulos públicos. Apesar dos títulos da dívida interna serem negociados na base exponencial por dias úteis (252) calculamos o *yield* do $\text{Global16}_{\text{On-shore}}$ na mesma base em que é negociado o $\text{Global16}_{\text{Off-shore}}$, ou seja, linear por dias corridos ISMA 30/360.

No Gráfico 6 temos o $\text{Global16}_{\text{On-shore}}$ e $\text{Global16}_{\text{Off-shore}}$.

Os títulos LTN e NTN-F formam a dívida prefixada interna em reais. O cálculo do *yield* do Global16_{On-shore} é realizado a partir da curva de taxa de juros *zero-coupon*, sem incidência de pagamento de juros, de títulos públicos da dívida interna. Esta curva é obtida aplicando algoritmo *bootstrapping* sobre os vencimentos de LTN e NTN-F. Estes cálculos são apresentados com mais detalhes na Seção 2.3.

Definimos *Prêmio Bruto* (Gráfico 8) pela diferença de *yield* dos títulos Global16_{On-shore} e Global16_{Off-shore}.

$$\text{Prêmio}_{\text{bruto}} = \text{Yield}(\text{Global16}_{\text{onshore}}) - \text{Yield}(\text{Global16}_{\text{Offshore}}) \quad (1)$$

Prêmio_{bruto}, entre setembro de 2005 e setembro de 2007, assumiu valores positivos entre 83 e 295 pontos (0,83% e 2,95%).

Definimos *Custos* como sendo os custos que o investidor estrangeiro eficiente (que tem volume financeiro para diluir custos fixos e pagar, quando for possível, taxas menores) tem por acessar o mercado interno menos os custos para comprar títulos brasileiros no mercado externo. O cálculo detalhado da variável *Custos* é feito na Seção 2.4. Desconsideramos em *Custos* o imposto de renda que era cobrado ao investidor estrangeiro antes de 16 de fevereiro de 2006. Desta forma, podemos mensurar via variável *dummy* o efeito de tal medida nos preços de mercado. Na série estudada a variável *Custos* assume valores próximos de 0.21% ($\pm 0.02\%$) ao ano.

Sendo assim, definimos prêmio líquido (*Prêmio*):

$$\text{Prêmio} = \text{Prêmio}_{\text{bruto}} - \text{Custos}$$

(2)

O *Prêmio* é a variável que vamos modelar (Gráfico 2).

2.2 Modelo proposto

Depois de descontados os custos e comparadas em bases semelhantes, a curva de título público em reais interna é consideravelmente diferente da curva em reais externa.

O estoque da dívida brasileira no mercado externo é significativamente menor do que no interno. Estoque de dívida pequena gera *valor de escassez* e dificulta mercado de aluguel (*repo*). Além disto, os títulos têm vencimentos longos (10 anos) que trazem riscos às estratégias de arbitragem⁵. Os participantes dos diferentes mercados não são exatamente os mesmos: alguns operam somente no externo, outros somente no interno e alguns nos dois mercados.

As *clearings* de liquidação de operações no mercado externo, onde são negociados os títulos brasileiros, são ambientes de negociação de ativos de diversos países. Enquanto as *clearings* locais são ambientes com menos diversificação de ativos. O investidor externo tem mais acesso à mecanismos de diversificação de risco do que o investidor interno.

Desta forma, as reações dos investidores ao fluxo de informações, que se refletem na formação de preço, não são exatamente iguais no mercado externo e interno.

Propomos que os fatores que melhor capturam estas diferenças são:

1) Demanda por reais:

Os participantes do mercado, tanto local quanto internacional, possuem demanda por alocar seus recursos nas diferentes moedas negociadas nos diversos países. Comprar títulos públicos em reais,

⁵ Arbitrar vencimentos longos implica em risco de os preços demorarem meses ou anos para convergirem para os valores desejados. E, neste período, os preços podem ficar em algum instante ainda mais desarbitrado do que o arbitrador solvente para continuar com a estratégia.

seja no mercado interno ou externo, é uma forma de estar ativo na moeda real. Quanto à demanda por reais aumenta, compram-se títulos brasileiros. O inverso também é verdadeiro. Comparativamente, no mercado internacional, os bancos centrais do Mundo compram dólares adquirindo títulos do tesouro americano. O mesmo ocorre com os títulos brasileiros quando participantes do mercado utilizam títulos soberanos brasileiros para ajustar sua demanda por reais.

Pela diferença entre os mercados, a demanda por real impacta preço (taxa) de forma diferente no mercado interno e externo. Desta forma, determina a variável que desejamos modelar (*Prêmio*).⁶

2) Nível de taxa da curva prefixada

A diferença entre o mercado prefixado em reais interno e externo tem relação com o nível da taxa prefixada. No Brasil é bastante comum os participantes do mercado compararem os diversos ativos indexados a reais como percentual da curva prefixada em reais interna⁷. Taxas altas no mercado externo e interno colaboram para que a diferença entre estes mercados (*Prêmio*) seja grande. A situação exatamente oposta também é verdadeira.

Sendo assim:

⁶ Quando os títulos prefixados em reais são demandados a curva interna fecha (diminui taxa) taxa com maior intensidade do que a curva prefixada externa. Como veremos no Capítulo 4 a curva interna tem maior desvio padrão do que a curva externa. Isto faz a variável estudada *Prêmio* diminuir de valor. O caso exatamente oposto também é verdadeiro.

⁷ Por exemplo: mercado compara taxa de título privado como valor proporcional à curva prefixada de derivativo da BM&F e compara cota de diversos tipos de fundos de investimento como um percentual da taxa referencial diária CDI. Seguindo esta lógica, investidores comparam o yield do título brasileiro em reais como percentual do nível do título em reais interno.

$$\text{Prêmio} = \rho(\varphi)\theta(X) \quad (3)$$

Onde:

- ρ é uma função que denota demanda por reais.
- θ mede o nível de taxa de juros.

Aplicando \ln em (3):

$$\ln(\text{Prêmio}) = \ln(\rho(\varphi)) + \ln(\theta(X)) \quad (4)$$

Para a função (ρ), que representa a demanda por ativos em reais, escolhemos a própria taxa de câmbio real contra dólar (*BRL*; Gráfico 9) subtraída de sua tendência de longo prazo (a tendência linear do período estudado). Chamamos esta variável de *BRL_detrend* (Gráfico 10). A moeda real contra o dólar é para nós o melhor indicador de demanda por ativos em reais no curto prazo, ela se aprecia quando a demanda aumenta e se deprecia quando a demanda diminui.

No longo prazo, fatores estruturais como inflação e equilíbrio de balança comercial, dentre outros, determinam o nível de câmbio. Mas, no curto prazo, os movimentos de fluxo de capitais, que determinam a demanda pelas diferentes moedas, são mais relevantes na determinação dos movimentos do câmbio.

Retiramos a tendência sobre o *BRL* porque, no período analisado, o mesmo seguiu uma forte tendência de longo prazo de valorização contra o dólar. O dólar se desvalorizou contra as demais moedas do mundo. O Gráfico 16 mostra um índice que compara o dólar a uma cesta de moedas definida pelo banco central americano (*FED – Federal Reserve*). O *BRL* sem tendência melhor captura os movimentos de aumento e diminuição da demanda por ativos em reais. Sendo assim, primeiro aplicamos logaritmo na série *BRL* para depois retirarmos a tendência linear. Chamamos esta variável de *LnBRL_detrend*.

Para a função (Θ), que mede o nível da taxa prefixada, escolhemos o *yield* do Global16_{On-shore}.

A curva de juros interna é a referência de taxa prefixada de juros em reais mais líquida, também é onde tem maior estoque de dívida deste indexador e onde o Tesouro Nacional emite em maior frequência (semanal).

Sendo assim, da equação (4),

$$\text{Ln(Premio)} = \text{Ln(Yield(Global}_{\text{onshore}})) + \text{LnBrl_Detrend} \quad (5)$$

No dia 16 fevereiro de 2006, o governo brasileiro, com a MP 281, isentou o investidor estrangeiro de pagamento de imposto de renda. Como no modelo proposto utilizamos o Yield(Global_{onshore}), local onde a medida foi aplicada, podemos mensurar estatisticamente o efeito da MP 281 nas taxas de mercado. Para isto utilizamos variável *dummy* que chamaremos de *dummy_IR*. A variável *dummy_IR* assume valor zero antes do dia 26 de janeiro de 2006 e 1 depois deste dia.

A possibilidade de vir uma medida como a MP 281, sem ainda confirmação oficial, foi antecipada pela imprensa e o mercado antes de 16 de fevereiro (LEITE, 2006). Escolhemos, desta forma, posicionar a variável *dummy_IR* 14 dias úteis antes do dia em que a medida passou a valer para capturar a precificação antecipada pelo mercado.

Desta forma:

$$\text{Ln(Premio)} = \text{Ln(Yield(Global16}_{\text{onshore}})) + \text{LnBrl_detrend} + \text{dummy_IR} \quad (6)$$

2.3 Algoritmo *Bootstrapping*.

Para o cálculo do *yield* do Global16_{On-shore} (Gráfico 7) precisamos ter a taxa da curva de títulos públicos prefixada em reais para cada um dos vencimentos de seus pagamentos de juros e principal.

Inicialmente calculamos taxas *zero-coupon* para o primeiro dia útil dos meses de janeiro e julho de todos os anos até julho de 2016. Estes são os dias de vencimentos de LTN e NTN-F.

O algoritmo *bootstrapping* pode ser usado para o cálculo das taxas semestrais. No entanto, para termos solução única para este problema, o algoritmo precisa que tenha vencimentos de LTN ou NTN-F em cada um dos semestres até julho de 2016. Isto não ocorre.

Para resolver este problema adotamos algumas convenções que serão listadas mais adiante. Antes vamos apresentar alguns detalhes sobre o mercado de títulos públicos soberanos prefixados em reais da dívida interna brasileira.

No Brasil, a BM&F (Bolsa de Mercadorias & Futuros) negocia contratos futuros de derivativos PRExCDI. Este é o mercado de taxas prefixadas em reais mais líquido e é tomado como referência de preço para os demais ativos prefixados em reais brasileiros. O mercado de títulos públicos (LTN e NTN-F) segue como referência a curva prefixada na BM&F. Nos balcões das corretoras locais é comum negociar estes títulos públicos pela diferença de taxa do vencimento equivalente de mesmo prazo na BM&F. Em geral, os títulos públicos são negociados acima (maior taxa) da curva BM&F. Esta diferença é chamada de “prêmio” de título público. Para cada vencimento há um “prêmio” sobre a curva BM&F formando uma curva de “prêmios”. O Gráfico 17 mostra exemplos de curvas de BM&F e de título público em alguns dias da série.

Descrevendo de forma simplificada, calculamos a curva de títulos públicos por algoritmo *bootstrapping* a partir de LTN e NTN-F. Se não temos LTN ou NTN-F no vértice em questão, fazemos uma das opções seguintes: 1) se o vértice desejado é mais longo do que a mais longa NTN-F, neste caso consideramos constante a taxa

marginal do último ano que temos dados; 2) se o vértice desejado não é mais longo que a mais longa NTN-F: consideramos os dados da BM&F e que os “prêmios” de título público são interpoláveis de forma linear.

A seguir descrevemos com detalhes as idéias do parágrafo acima. Calculamos as taxas *zero-coupon* do semestre i (tx_i) a partir dos passos abaixo:

- 1) tx_1 , primeiro semestre. No prazo deste estudo, em toda a série há LTN de mesmo vencimento. tx_1 é a taxa negociada por esta LTN.
- 2) Para os outros semestres tx_i (de $i=2$ até $i=n$, nesta ordem), onde n é o número de semestres até julho de 2016, repetem-se os passos:

2.1) *No semestre i tem LTN ou NTN-F com mesmo vencimento.*

Se for LTN, tx_i é igual à taxa da LTN.

Se for NTN-F utilizamos o algoritmo bootstrapping. Ou seja, com a taxa tx_{i-1} que já sabemos, com a yield da NTN-F e, considerando taxa marginal (*forward*) constante entre tx_i e tx_{i-1} , calculamos a taxa tx_i .

2.2) *Não temos LTN ou NTN-F no semestre i , mas temos NTN-F que vence em semestre posterior a i ⁸.*

Já sabemos as taxas *zero-coupon* até o semestre k ($1 < k \leq n$), sabemos a taxa de uma NTN-F no semestre j (tx_j ; $k < j \leq n$). Entre k e j existem w ($w \geq 1$) semestres onde não há vencimento de NTN-F ou LTN e não sabemos as taxas *zero-coupon* tx_w .

Neste caso, em todas as ocasiões do período analisado, a BM&F negociava taxas prefixadas para todos os semestres w . Precisamos, a partir das informações que temos, calcular as taxas tx_w para estes prazos

⁸ Não citamos LTN pois não há na série estudada ocasião em que temos LTN neste caso.

da curva de títulos públicos. Utilizamos os valores da BM&F para referência de preços e, com as suposições abaixo, calculamos solução única para a taxa prefixada *zero-coupon* de todos os w semestres e para o semestre j (o semestre que vence a NTN-F).

Sabemos o “prêmio” de título público para o semestre k (pois temos tx_k e vencimento BM&F para este prazo). Supomos que os “prêmios” dos semestres w (entre k e j) são uma interpolação linear entre os prêmios do semestre k e do semestre j contra o prazo (número de semestres). Sabemos a taxa da NTN-F e do contrato PRExDI da BM&F que vencem no semestre j . Com esta suposição calculamos, com solução única, as taxas tx_w e a taxa tx_j de tal forma que a taxa da NTN-F do vencimento j seja formada pela seguinte curva: 1) taxas até tx_k já conhecidas 2) e taxas da BM&F sobre as quais se soma os “prêmios” de títulos públicos. Para isto consideramos que os “prêmios” entre os vértices k e j crescem ou decrescem de forma linear.

Estas convenções, do item 2.2, foram escolhidas pois preservam, para os semestres que não possuem vencimentos de títulos públicos, as informações sobre a estrutura a termos de taxa de juros dos contratos de derivativos da BM&F e incorporam (por interpolação linear) as informações sobre “prêmio” de título público (em relação à curva da BM&F). Para isto, usamos a informação presente na taxa da NTN-F do semestre j .

2.3) Não temos LTN ou NTN-F no semestre e também não temos NTN-F que vence depois do semestre i em questão.

Neste caso supomos que o *forward* (taxa marginal) do último ano que temos informações (semestre $i-1$ contra semestre $i-3$) seja constante para os semestres seguintes. Desta forma calculamos tx_i .

A Tabela 11 mostra, em toda a série de dados, em que ocasiões os itens acima foram utilizados. Desta forma, obtemos a curva *zero-coupon* de títulos públicos interna até julho de 2016 em base igual à negociada no mercado interno (exponencial por 252 dias úteis).

O Glogal16_{onshore} vence em 5 janeiro de 2016 e tem pagamento de juros semestrais em todos os dias 5 de janeiro e 5 de julho anteriores ao vencimento, precisamos calcular a taxa prefixada (ou fator de desconto) para cada um destes vencimentos. A curva interna de títulos prefixada *zero-coupon* que calculamos tem vértices nos primeiros dias úteis de janeiro e julho, que são próximos mas não exatamente os dias de vencimentos de juros do Glogal16_{onshore}. Utilizamos interpolação exponencial por dias úteis (base 252) para calcular as taxas nos pontos de vencimentos de juros do Global 2016.

Desta forma montamos uma curva com vértices nos vencimentos dos pagamentos de juros e principal do Glogal16_{onshore}. No entanto as taxas são exponenciais por 252 dias úteis, base diferente da negociada no mercado externo. A partir delas, calculamos os fatores de descontos (*DF - discount factor*) equivalentes a estas taxas. Pela curva de *DF* calculamos o preço unitário (*PU*) do título. Com o *PU*, utilizando as convenções de taxa linear e de datas *ISMA 30/360*, calculamos o yield do Glogal16_{onshore}.

ISMA 30/360 é uma convenção de cálculo do número de dias entre duas datas. Anos possuem 360 dias e 12 meses de 30 dias cada um.

Seja A_i, M_i e D_i ano, mês e dia da data inicial e A_f, M_f e D_f o mesmo para a data final, calcula-se o número de dias (DC) entre estas datas como:

$$DC = 360 * (A_f - A_i) + 30 * (M_f - M_i) + (D_f - D_i)$$

Seguindo as seguintes regras:

- 1) Se tanto o primeiro quanto o último dia da contagem cair em um dia 31 de algum mês, esta data será alterada para dia 30.

2) Se o último dia da contagem for o último dia do mês de fevereiro, o mês fevereiro não será considerado como sendo de 30 dias. Neste caso, número de dias do mês de fevereiro será utilizado.

2.4 Custos dos impostos, fees e taxas do mercado local.

Para o investidor estrangeiro, a curva de títulos brasileira em reais interna tem melhor rentabilidade do que a curva externa (Gráfico 6). No entanto, o investidor que deseja participar do mercado interno de títulos públicos deve: constituir representante no Brasil, preencher formulários, obter registro na CVM⁹, nomear representante tributário, contratar serviço de custódia de títulos e valores mobiliários, registrar-se no Banco Central do Brasil (BC) e na Receita Federal do Brasil (RFB), abrir conta, entre outras obrigações¹⁰. Além destes passos, mesmo depois da isenção de imposto de renda que a MP 281 trouxe, o investidor estrangeiro paga impostos ao governo brasileiro que não são cobrados na compra dos Globais BRL do mercado externo.

Para sabermos quanto estes custos podem representar, vamos definir dois tipos de investidores:

1) *Investidor eficiente*: aquele que tem escala e consegue diluir custos fixos e acessar o mercado local através de bancos e corretoras negociando menores taxas.

2) *Investidor ineficiente*: aquele que não consegue as melhores condições de mercado e opera com custos maiores do que o investidor eficiente.

Investidor eficiente e ineficiente representam dois extremos (mínimo e máximo) de estrutura de custos de investidor estrangeiro para investir no mercado local. A

⁹ Comissão de Valores Mobiliários.

¹⁰ ANDIMA (2007) orienta com detalhes os passos que o investidor estrangeiro deve seguir para investir no Brasil.

seguir listamos custos de o investidor estrangeiro investir em títulos públicos brasileiros:

Imposto de renda¹¹

Ao comprar Global Brasil 2016 em reais no mercado externo o investidor estrangeiro sempre foi isento de cobrança de imposto de renda por parte do governo brasileiro. No mercado interno, a partir de 15 de fevereiro de 2006, caso se enquadre nas condições descritas na medida provisória 281, o investidor estrangeiro ficou isento do pagamento de imposto de renda em investimentos em títulos públicos no mercado brasileiro. Antes de 15 de fevereiro de 2006, o investidor estrangeiro pagava 15% de imposto sobre juros e ganhos de capital obtidos nos seus investimentos em reais no mercado local. Estas questões sobre o imposto de renda se aplicam de forma igual para o investidor eficiente e ineficiente. Como justificamos na Seção 2.1, desconsideramos na variável *Custos* o imposto de renda para mensurar através do modelo os efeitos nas taxas de mercado da MP 281.

Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira¹² (CPMF):

Para investir no mercado local o investidor estrangeiro está sujeito ao pagamento de 2 CPMFs (2x0.38% sobre o financeiro investido), uma cobrança na entrada do capital no Brasil e outra na saída. Para o título Global16_{on-shore} o pagamento destas CPMFs representou um impacto (para baixo na rentabilidade) entre 0,137% e 0,152% no período estudado (setembro de 2005 até setembro de 2007). O governo brasileiro não recolhe CPMF nas

¹¹ Leis nºs 8.981/95, art. 80, e 11.312/06, arts 1º e 3º; MP nº 2189/01, art. 16; ad N° 60/00, da RFB; IN nºs 25/01, arts. 17 e 39, e 208/02, art. 29, II, da RFB.

¹² Portaria nº 244/04, art. 3º, § 3º, do MEF; Resolução nº 2.786/00, do CMN; IN nº 450/04 arts. 4º e 7º, § 2º, da RFB.

movimentações do Global16_{offshore}. Este custo é o igual para o investidor eficiente e ineficiente.

Imposto sobre Operações Financeiras¹³ (IOF)

Tem como base de cálculo o rendimento do investimento (diferente da CPMF que incide sobre o financeiro total) e respeita uma tabela em que a alíquota é regressiva com o tempo. Se não desinvestir em menos de 30 dias, o investidor está isento do IOF. Desconsideramos o IOF neste trabalho pois, por suposição, o investimento estrangeiro que entra e sai do Brasil em um período inferior a 30 dias é pouco representativo em número e volume comparado com o investimento que dura mais de 30 dias. Apesar de possível, não é situação usual investidor pagar 2 taxas de CPMF para permanecer investido no mercado interno brasileiro por menos de 30 dias.

Não existe cobrança de IOF no mercado externo.

Taxa de custódia e administração

O investidor deve constituir um representante no Brasil, realizar registros na CVM, no Banco Central e na Receita Federal, nomear um representante tributário e contratar um serviço de custódia, dentre outros passos. Em geral, o investidor escolhe uma única instituição que o orienta em todos estes passos. Para serviço de taxa de administração e custódia, consideramos que um investidor eficiente pague para esta instituição 0,10% ao ano sobre o financeiro total investido e um investidor ineficiente pague 0,20%.

Na compra de Global16_{off-shore} no mercado externo consideramos que o investidor eficiente pague 0,10% ao ano e o investidor ineficiente pague 0,15% ao ano.

¹³ Decreto nº 4.494/02, art. 33; Portarias nºs 85/97 e 264/99, art. 1º, III, do MEF; IN nº 46/01, art. 12, da RFB; ADI nº 10/05, § 3º, da RFB.

Taxa de Fiscalização CVM¹⁴

A Taxa de Fiscalização dos Mercados de Títulos e Valores Mobiliários deverá ser recolhida trimestralmente e, para o investidor estrangeiro, vale o seguinte:

- Considera como base de cálculo o patrimônio líquido do último dia útil do ano anterior. Para patrimônio líquido inferior a 5.000.000 *BTN* (*Bônus do Tesouro Nacional*), investidor recolhe 0.1% do mesmo. Para valores acima de 5.000.000 *BTN* o investidor recolhe 9.500 *BTN*. A *BTN* válida para setembro de 2007 é 1,497 reais. Este tributo, por ter valor máximo, é diluído à medida que o volume financeiro aumenta. Consideramos que o investidor eficiente teria patrimônio de R\$200 milhões, ou se utilizaria de uma estrutura de fundos de investimentos de um banco¹⁵ e esta estrutura teria no valor financeiro semelhante. O impacto em taxa analisada deste tributo para o investidor estrangeiro eficiente seria de 0,06%¹⁶. Para o investidor ineficiente o impacto é de 0,40%¹⁷.

¹⁴ Lei nº 7.940, de 20 de dezembro de 1989.

¹⁵ Alguns bancos criam fundo de investimento que reúnem vários investidores estrangeiros. Estas estruturas permitem que investidores com menos recursos, por compartilharem o mesmo fundo de investimento, estejam em um ambiente de diluição de custo por volume financeiro. Desta forma pagam menos taxa de fiscalização *CVM* e taxa de custódia menor.

¹⁶ Em estruturas realmente grandes, de por exemplo R\$2 bilhões em ativos, este custo pode cair para menos de 0,01% analisado.

¹⁷ 0,40% ao ano representa pagar cheio 4 trimestres de 0,1%, que é o valor da taxa de fiscalização *CVM* para quem aplica menos de 5.000.000 *BTN* (7.485.000,00 reais, valores válidos para setembro de 2007)

Custos de adaptação

Ao comprar títulos públicos no mercado interno, além de arcar com os custos acima, o investidor estrangeiro se depara com dificuldades do tipo:

- O investidor estrangeiro pode operar títulos em reais no mercado externo sem mesmo entender a língua portuguesa. No entanto, para operar no mercado interno o investidor estrangeiro deve montar a estrutura necessária para investir no Brasil (ANDIMA, 2007). Em geral, precisam alocar recursos para isto, seja contratando pessoas que entendem destes passos ou buscando assessoria de bancos que operam no mercado brasileiro.

- A dívida local é negociada em taxa exponencial por dias úteis 252. Para o cálculo dos dias úteis entre dois períodos utiliza-se uma tabela de feriados local brasileira.¹⁸ Este padrão de negociação é particular do mercado local brasileiro. Para operar de acordo com este padrão, o investidor estrangeiro deve adequar seus sistemas de controle, de risco e gerenciais para suportá-lo.

- O investidor estrangeiro não tem a agilidade para operar títulos brasileiros no mercado interno se comparado com o mercado externo. Toda vez que vendem os títulos locais, o caixa obtido paga imposto CPMF para retornar ao mercado externo. Para evitar isto o investidor estrangeiro, em algumas ocasiões, deixa mais caixa no mercado interno do que o necessário para evitar constante entrada e saída de recursos.

Pela dificuldade de mensurar o quanto estes fatores de forma agregada são refletidos nos preços, neste trabalho não modelamos o impacto dos mesmos nos ativos locais.

¹⁸ No início de 2007, Projeto de Lei n.55 tentou instituir feriado nacional no dia 11 de maio. A alteração não prevista no calendário de feriados causa significativas alterações nas taxas negociadas dos títulos públicos. Os participantes do mercado local acompanharam atentamente os tramites deste Projeto de Lei e negociaram os títulos no mercado de acordo com suas expectativas em relação à criação ou não do feriado. O feriado não foi instituído. No entanto, a expectativa em torno do caso gerou volatilidade no mercado dos títulos que são calculados por dias úteis.

Levando em consideração os custos listados acima, excluindo o imposto de renda que era pago antes de 16 de fevereiro de 2006 e os chamados *custos de adaptação*, o investidor estrangeiro eficiente paga aproximadamente 0,21% ao ano a mais para comprar Global16_{onshore} se comparado aos custos de comprar Global16_{offshore}. Este valor é de aproximadamente 0,65% para o investidor ineficiente. A Tabela 10 sintetiza dados citados acima. Estes custos são aproximadamente constantes ao longo do período estudado, somente o impacto da CPMF no retorno anualizado é levemente variável ao longo da série de dados.

Neste trabalho, a variável *Custos* da equação (2) utiliza dados referentes ao investidor eficiente. Calculamos também os custos relativos ao investidor ineficiente para termos uma idéia quantitativa da magnitude do tamanho *Prêmio* para este tipo de investidor.

3. METODOLOGIA

O modelo proposto busca encontrar relações de equilíbrio entre as variáveis estudadas através de regressão linear. Para isto aplicamos metodologia proposta por ENGLE e GRANGER (1987). Acrescentamos ainda o teste de cointegração proposto por JOHANSEN (1991, 1995a). Para entender aos movimentos de curto prazo das curvas interna e externa, que curva causa (precede) a outra, aplicamos também teste de GRANGER (1969).

3.1 Determinar nível de integração

Propomos um modelo que busca encontrar relação entre as variáveis *Prêmio*, $Yield(Global16_{onshore})$ e *Brl_Detrend*. O primeiro passo é verificar individualmente a presença de raiz unitária nas séries. Para isto utilizamos a estatística *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) proposto por SAID and DICKEY (1984). Como o modelo proposto (Equação 6) aplica logaritmo nas variáveis os testes econométricos também são realizados desta forma. Nos testes realizados, para a escolha do modelo adequado utilizamos os critérios de Akaike e de Schwarz, optamos pelo modelo que apresentou menor valor comparativo. Utilizamos o software estatístico Eviews.

A Tabela 2 mostra que, para todas as variáveis, com significância 5%, não podemos rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária. Desta forma, consideramos estas variáveis não estacionárias. Na Tabela 3 vemos que, em primeiras diferenças, conseguimos rejeitar a hipótese da presença de raiz unitária para as três variáveis estudadas. Portanto, nos três casos, em primeiras diferenças as variáveis são consideradas estacionárias, sendo, portanto, integradas de ordem 1 ($I(1)$).

A utilização de modelos com regressão envolvendo séries não estacionárias pode conduzir à regressão espúria, sem significado econômico mesmo com R^2 alto e os coeficientes estatisticamente significantes. Neste caso, quando utilizamos estimadores dos mínimos quadrados os coeficientes são ineficientes e os

estimadores de desvio-padrão são inconsistentes. Para que isto não ocorra é necessário que as variáveis cointegrem.

3.2 Teste de cointegração

O próximo passo é testar se existe cointegração entre as variáveis. Se há cointegração, as séries movem-se juntas corrigindo distúrbios de curto prazo na tendência de longo prazo (MANNING e ANDRIANACOS, 1993) e existe uma combinação linear entre elas que produz resíduo estacionário (HALL e HENRY, 1989). Isto ocorre mesmo que haja tendência estocástica.

Como testamos na Seção 3.1, as séries são não estacionárias. ENGLE e GRANGER (1987) demonstram que a combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias podem ser estacionárias. Para isto é condição necessária, mas não suficiente, que as séries sejam integradas de mesma ordem. Este é o caso neste estudo onde todas as séries da regressão são integradas de ordem 1.

De acordo com BANERJEE (1993:204), regressões estáticas entre séries integradas têm significância se e somente se as variáveis forem cointegradas. A combinação linear estacionária é chamada de equação de cointegração. A ausência de cointegração sugere que tais variáveis não possuem relacionamento de longo prazo, ou seja, podem vagar arbitrariamente se distanciando entre elas (DICKKEY et al, 1991). Para explorar estas possibilidades, utilizamos teste de Johansen (1991, 1995^a) e o software estatístico Eviews.

Para a escolha do melhor modelo comparamos os valores pelo critério de Schwarz. Por este critério o teste de Johansen deve ser realizado considerando presença de intercepto e ausência de tendência. Esta escolha é apropriada para séries com tendência estocástica que são comuns nas séries de dados financeiros. De acordo com a Tabela 4, com 5% de probabilidade conseguimos rejeitar a hipótese de que não há nenhuma relação entre as variáveis $LN(Prêmio)$, $LN(Yield(Global16_{onshore}))$ e $LnBrl_Detrend$. Desta forma, as séries cointegram.

Podemos entender cointegração como uma relação em que, mesmo passível de choques que possam afetar permanentemente as séries, há uma relação de

equilíbrio de longo prazo que mantém estas variáveis juntas. Na série estudada temos o evento de isenção do imposto de renda para investidor estrangeiro. Isto causou uma quebra de continuidade na série de dados *Prêmio* e $Yield(Global16_{onshore})$, testada pela variável *dummy_IR*. A quebra de continuidade, de acordo com o teste apresentado na Tabela 4, não descaracterizou estatisticamente a cointegração entre as variáveis. No entanto, a presença de um choque na série no período estudado pode empobrecer a significância estatística do teste de cointegração de Johansen.

Para tratar a questão da descontinuidade repetimos o teste de cointegração com a seguinte diferença: utilizamos a variável *Prêmio_ex_dummy_IR* (Gráfico 11) ao invés de *Prêmio* (Gráfico 2). Definimos *Prêmio_ex_dummy_IR* como sendo o resíduo da regressão linear entre a variável *Prêmio*, uma constante e a variável *dummy_IR*. Desta forma, a variável *Prêmio_ex_dummy_IR* possui os movimentos da variável *Prêmio* retirados os efeitos do impacto da descontinuidade na série causada pela liberação do imposto de renda. Como esperávamos, o efeito da retirada da descontinuidade melhora a significância estatística do teste de cointegração, como mostra a Tabela 5.

3.3 – Regressão OLS

Dado que todas as variáveis são integradas de ordem um e encontramos evidência de cointegração entre elas, a regressão pelo método dos mínimos quadrados (Ordinary Least Squares – OLS) gera coeficientes α_1 , α_2 , α_3 e α_4 consistentes.

$$\ln(Premio) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(Yield(Global16_{onshore})) + \alpha_3 \ln(Brl_detend) + \alpha_4 dummy_IR + \varepsilon \quad (7)$$

Sendo ε um resíduo estacionário. Como as variáveis estão em logaritmo, os seus coeficientes representam a elasticidade delas em relação à variável *Prêmio*.

3.4 – Teste de causalidade de *Granger*

A variável que desejamos explicar, *Prêmio*, foi definida a partir da diferença entre as curvas prefixadas interna e externa. Na busca de entender os movimentos de curto prazo das curvas interna e externa e da variável estudada (*Prêmio*), aplicamos o teste de causalidade de Granger entre as séries $Yield(Global16_{onshore})$ e $Yield(Global16_{offshore})$.

Dizemos que uma série X causa, no sentido GRANGER (1969), uma série Y se melhores previsões estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y. Neste caso, mudanças de X devem preceder (na média) temporalmente mudanças em Y. É importante lembrar que causalidade não é sinônimo de endogeneidade. Para evitar confusão LEAMER (1985) sugere o uso do termo precedência no lugar do termo causalidade. No entanto a literatura já popularizou o termo causalidade.

No teste de causalidade de Granger devemos escolher o número de defasagens. MADDALA (1992) sugere que a decisão da dimensão das defasagens é arbitrária. Visto que as variáveis não são estacionárias, o teste é aplicado com as mesmas em primeiras diferenças.

O resultado deste teste, no contexto deste trabalho, indica em que mercado, externo ou interno, as informações são, na média, primeiro incorporadas ao preço, e qual mercado se segue.

3.5 – Base de dados

Utilizamos neste trabalho os seguintes dados diários de fechamento:

- *Yield do Global BRL 2016 em reais*: fonte banco J.P. Morgan que participou como emissor em 4 das 8 vezes que o governo brasileiro vendeu títulos em reais no mercado externo em emissões primárias (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2007b).

- *Taxas de ajustes de fechamento dos contratos futuros BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros) de DI de 1 dia:* estes são os contratos de derivativo de taxas prefixadas do mercado local. Fonte Bloomberg.
- *Taxas de títulos públicos LTN e NTN-F:* fonte ANDIMA (Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro) - RTM (Rede de Telecomunicações para o Mercado). A ANDIMA é a fonte mais utilizada no Brasil para marcação a mercado dos fundo de investimentos locais.
- *Tabela de feriados brasileiros:* fonte ANDIMA.
- *Variável Dummy_IR:* assume valor zero antes do dia 26 de janeiro de 2006 e 1 depois deste dia.
- *USTW\$:* Índice que representa dólar americano contra cesta de mais de 20 moedas. Os pesos atribuídos a cada moeda são definidos anualmente pelo banco central americano (*FED – Federal Reserve*). Fonte: Bloomberg.
- *Conversibilidade de 2 anos:* todos os dados utilizados para o cálculo da conversibilidade foram obtidos com o banco Morgan Stanley

Conversibilidade é definida como:

$$Convertibilidade = \left(\frac{NDF}{Swap_{local}} - 1 \right) * \left(\frac{DC}{360} \right)$$

$$Swap_{local} = Dolar_{Spot} * \left(\frac{(1 + Tx2y)^{\frac{DU}{252}}}{1 + Cp2y * \frac{DC}{360}} \right)$$

Onde:

- *NDF:* (*Non Deliverable Forward*) de Real negociado no mercado externo com prazo de 2 anos.

- *Tx2y:* Taxa no mercado interno de *Swap* PRE-CDI base em reais 252 exponencial de 2 anos.

- $Cp2y$: Taxa no mercado interno de *Cupom Cambial*, que é a taxa de rendimento, em moeda estrangeira, obtida para um investimento no Brasil em um título indexado ao dólar. Esta taxa tem base linear por dias corridos 360¹⁹.

- $Dólar_{spot}$ = Taxa de câmbio à vista real contra dólar.

- Para cada dia da série, se 720 dias corridos adiante não representa dia útil, utilizamos o dia útil seguinte como data referência de 2 anos. DU e DC são os números de dias úteis e dias corridos entre cada um dos dias da série e dois anos adiante.

Por fim, nos dados utilizados nas regressões econométricas desconsideramos dias em que não foram negociados ativos locais ou estrangeiros, seja por que foi feriado no mercado brasileiro ou de *bonds* estrangeiro.

¹⁹ Cupom cambial é negociado na BM&F por contratos de DDI e também por Swaps Dólar x PRE

4. Resultados Empíricos

A curva local prefixada, considerando custos adicionais de impostos e taxas que o investidor estrangeiro paga por aplicar nestes títulos, incluindo imposto de renda, apresentou-se no período anterior à medida MP 281 em níveis ligeiramente mais caros do que a curva prefixada externa. Na média deste período foi 0.22% mais vantajoso para o investidor estrangeiro eficiente (que tem volume suficiente para diluir custos fixos e pagar taxas e *fees* baixos) comprar o GLOBAL BRL 2016 do que aplicar o dinheiro no mercado interno em um fluxo semelhante a este título.

A isenção do pagamento de imposto de renda que veio com a MP 281 mudou completamente este quadro. De 16 de fevereiro de 2006 até 26 de setembro de 2007, também considerando os custos de taxas e impostos, a curva local de títulos públicos foi 1.46% mais atrativa na média do que a curva externa. Na Tabela 6 vemos sumário estatístico dos valores apresentados neste parágrafo e no anterior, dentre outras.

Os Gráficos 6 e 15, respectivamente, mostram os $Global16_{on-shore}$ e $Global16_{off-shore}$ considerando e desconsiderando o imposto de renda. Ao observarmos o período anterior à MP 281 vemos o tamanho do impacto que esta medida gera na rentabilidade.

A variável *Prêmio*, diferença entre as curvas interna e externa, é apresentada no Gráfico 3 considerando o pagamento de IR. O Gráfico 2 mostra a variável *Prêmio* da regressão econométrica, onde desconsideramos IR para que possamos via variável *dummy* mensurar impacto da MP 281. O Gráfico 14 mostra a variável *Prêmio* considerando e desconsiderando todos os custos de impostos e taxas. A linha azul é a simples diferença de taxa da curva externa e interna ($Global16_{on-shore}$ e $Global16_{off-shore}$) na mesma base de negociação, a linha vermelha é esta diferença considerando os custos adicionais que o investidor estrangeiro tem por aplicar no mercado local.

Neste trabalho apresentamos um modelo que explica a diferença entre as curvas prefixadas interna e externa (*Prêmio*) a partir de duas variáveis: *BRL_detrend* (Gráfico 10), que é a taxa de câmbio real contra dólar subtraída de sua tendência de

longo prazo do período estudado, e a taxa da curva interna do Global16_{on-shore} (Gráfico 7). Os Gráficos 12 e 13 mostram estas variáveis ao lado da variável dependente (*Prêmio*).

A Tabela 9 mostra as relações de correlações entre as variáveis estudadas. Vemos correlação positiva entre todas as variáveis e correlação especialmente alta (97%) entre as curvas interna e externa de título público prefixadas em reais. Vale aqui destacar que a correlação entre a variável *Prêmio* e *Yield(GlobalOff-shore)* é positiva, ou seja, quando a taxa da curva externa sobe o *Prêmio* sobe (na média). Isto ocorre apesar do fato de, pela equação (1) e (2), na definição da variável *Prêmio* temos a variável *Yield(GlobalOff-shore)* com sinal negativo.

A regressão linear do modelo proposto apresenta o seguinte resultado:

$$\text{Ln(Premio)} = 6.766 + 0.8233 * \text{Ln(Yield(Global16}_{\text{onshore}})) + 2.5031 * \text{LnBrl_detrend} + -0.1052 * \text{dummy_IR} + \varepsilon$$

(8)

Esta regressão produz resíduos estacionários e, como mostra a Tabela 7, todos os coeficientes da regressão são significantes. A Tabela 2 mostra, por teste *ADF*, que os resíduos desta regressão não possuem raiz unitária, ou seja, são considerados estacionários.

As variáveis *LN(Yield(Glogal_{onshore}))* e *LnBrl_detrend* são capazes de explicar juntas 34% (R^2 – Ajustado) da variável *LN(Prêmio)*.

Como o modelo aplica logaritmo neperiano nas variáveis, os coeficientes da regressão representam a elasticidade entre elas e a variável dependente *Prêmio*:

- O coeficiente da taxa de juros interna é positivo, o que indica que quanto maior a taxa prefixada interna maior o *Prêmio*. Para cada 1% que a taxa

prefixada se movimenta o *Prêmio* se movimenta na magnitude de 0.8233%.²⁰ Este coeficiente é próximo de 1. Ser exatamente 1 significa que a divisão entre a variável *Prêmio* e a taxa da curva prefixada interna é uma constante, ou seja, que o *Prêmio* é um percentual fixo da curva interna.

- O coeficiente da variável *LnBrl_Detrend* também é positivo. A elasticidade entre esta variável e o *Prêmio* é maior do que no caso anterior. Movimentos de 1% no *Brl_Detrend* fazem movimentos de 2,5% no *Prêmio*. A magnitude deste coeficiente (ser maior do que 1) está de acordo com a observação dos preços de mercado. Por exemplo, movimentos de 10% de valorização ou desvalorização da moeda são acompanhados por movimentos de 25% na variável *Prêmio*.

- O coeficiente negativo (-0,1052) da variável *dummy_IR* representa o impacto médio, para baixo, na variável *Prêmio* de aproximadamente 10% ($1 - e^{-0.1052} = 0.09985$). Como no período do estudo, depois da MP 281, a variável *Prêmio* assumiu na média 1,51% (Tabela 6), a MP 281 que isentou o investidor estrangeiro do pagamento de imposto de renda gerou um impacto médio na taxa prefixada interna de 0,15% para baixo.

Aplicamos ainda o teste de causalidade de Granger e não conseguimos rejeitar a hipótese de que o mercado externo causa-Granger unilateralmente o mercado interno. Este resultado permanece o mesmo quanto utilizamos diferentes defasagens. Na Tabela 8 vemos os resultados para o caso de 2 e 50 defasagens.

No modelo estatístico, ao utilizarmos os dados relativos ao investidor ineficiente (no lugar dos dados do investidor eficiente) ou dados brutos (sem considerar custos ou impostos) chegamos às mesmas conclusões a respeito de resultados econométricos como estacionalidade, graus de integração e cointegração entre

²⁰ Note, a interpretação disto não é que, a cada 0.01% que a curva interna move-se, o Prêmio move-se 0.0082%. A correta interpretação é a seguinte: se a taxa prefixada interna vai de T_x para $1,01 \cdot T_x$, o *Prêmio* vai de P para $1,0082 \cdot P$.

variáveis. Isto ocorre por que a diferença entre investidor eficiente e ineficiente é uma constante em taxa. E a diferença entre dados brutos ou líquidos não é exatamente constante (pois o impacto do componente CPMF não é exatamente constante ao longo da série), mas varia muito pouco (0.02%) ao longo do período estudado. Como mostram as Tabelas 12 e 13, chegamos a coeficientes ligeiramente diferentes nas regressões. No caso da Tabela 12, que utiliza dados desconsiderando custos e impostos, os coeficientes da regressão são ligeiramente menores do que os obtidos pela regressão principal deste trabalho (Tabela 7), que considera custos e impostos pagos por um investidor eficiente. Isto ocorre por que os dados (*Prêmio* e *yield* da curva interna) utilizados na regressão da Tabela 12 são maiores do que no outro caso. Pela razão exatamente inversa, no caso da Tabela 13, que apresenta a regressão considerando valores líquidos de um investidor ineficiente, os coeficientes são ligeiramente menores do que os da Tabela 7. Nestes casos, quando calculamos o impacto da isenção do imposto de renda através do coeficiente da variável *Dummy_IR*, arredondando na segunda casa decimal, chegamos a 0.15%. Mesmo valor obtido pela regressão da principal.

5. Conclusões.

Em setembro de 2005 o governo brasileiro passou a emitir dívida longa (vencimentos entre 9 e 21 anos) prefixada em reais no mercado externo. Atualmente a dívida externa prefixada em reais representa menos de 3% do total da dívida prefixada. O real é uma moeda sem livre conversibilidade e, para um investidor estrangeiro, ainda é caro e burocrático (Seção 2.4) investir no mercado local brasileiro. Estes fatores e o ainda pequeno estoque da dívida em reais externa contribuem para o *valor de escassez* (Seção 1.4) da mesma. Estes títulos são negociados em taxas significativamente diferentes (abaixo) do que as do mercado interno.

Por ser muito recente, não encontramos na literatura estudo sobre a dívida externa em reais brasileira. Este trabalho busca de forma pioneira estudar as relações entre a curva externa e interna prefixadas de títulos públicos brasileira. Inicialmente quantificamos com exatidão, do ponto de visto do investidor estrangeiro e considerando as diferenças de custos e impostos entre os dois mercados, a diferença entre as duas curvas (*Prêmio*). A partir daí mostramos que fatores como demanda por ativos em moeda local (representada pela taxa de câmbio real contra dólar subtraída de sua tendência de longo prazo) e nível de taxa de juros (curva prefixada interna) exercem forte influência na variável *Prêmio*.

Os títulos prefixados no mercado interno e externo são ativos semelhantes. Utilizamos teste de causalidade de GRANGER (1969) para determinar em que mercado os movimentos precedem o outro. Chegamos à conclusão que o mercado externo causa de forma unilateral o mercado interno. Este resultado surpreende pelo fato de o mercado externo ser menor e menos líquido do que o mercado interno.

No período analisado neste estudo ocorreu um evento relevante: isenção de imposto de renda para o investidor estrangeiro comprar títulos públicos no mercado local (MP 281). Utilizando variável *dummy*, estimamos através do modelo proposto que o impacto nas taxas prefixadas do mercado interno causado pela isenção do pagamento de imposto de renda foi de 0.15%. Parece pouco comparado com a tamanha vantagem trazida pela MP 281 (Gráfico 14). Depois do dia 16 fevereiro de 2006, na média, o impacto de ganho de rentabilidade do investidor estrangeiro por

não pagar imposto de renda foi, na média, de 1,88% (variando, dependendo do nível da taxa interna, entre 1,68% e 2,21%)²¹. Entendemos que a pequena participação do investidor estrangeiro na dívida interna (menos de 1% em fevereiro de 2006 e 4,52% em setembro de 2007, Gráfico 1) contribuiu para que o impacto da MP281 não fosse maior.

5.1 Considerações Finais

Se o real fosse uma moeda livremente conversível, com títulos como NTN-F e LTN podendo, por exemplo, ser liquidados em *clearings* internacionais²², seria difícil sustentar argumentos que justificassem a relevante diferença de taxas entre os mercados interno e externo. Com livre conversibilidade e negociados nos mesmos mercados, as NTN-Fs e os Globals BRL seriam títulos muito semelhantes. Neste caso não existiria *valor de escassez* (Seção 1.4). Acreditamos que a diferença de taxas entre estes mercados, depois de consideradas as possíveis diferenças de custos (impostos e taxas) seria consideravelmente menor do que hoje, talvez próximo de zero.

No longo prazo, medidas que fazem o real se aproximar ou se distanciar de moeda livremente conversível podem de forma estrutural influenciar na variável *Prêmio*. Da mesma forma, como foi testado por variável *dummy* neste trabalho, medidas que facilitam a entrada do investidor estrangeiro, seja por diminuição de tributos, por divulgação ou por diminuição dos trâmites burocráticos, deveriam influenciar na diferença entre os mercados interno e externo.

Seguindo a idéia de *valor escassez*, entendemos como fator importante para explicar a diferença entre o mercado interno e externo a distribuição comparativa

²¹ Estes valores foram obtidos da seguinte forma: soma-se 0,15% nas taxas de fechamento de mercado do Global16_{on-shore}, calcula-se a partir daí qual a rentabilidade líquida pagando-se 15% de IR. Esta rentabilidade menos as taxas de mercado do Global16_{on-shore} são o ganho líquido do investidor estrangeiro depois da isenção do IR.

²² Como, por exemplo, *Euroclear*.

do estoque de dívida prefixada. A grande concentração estoque no mercado interno deve contribuir para que este mercado negocie a taxas maiores do que no externo. Por todo o período deste estudo a dívida externa em reais permaneceu com estoque significativamente menor do que a dívida interna.

Além destes fatores, variáveis como liquidez internacional, volatilidade dos mercados e medidas de aversão a risco devem contribuir na determinação do *Prêmio*. No modelo apresentado aqui estas variáveis estão indiretamente presentes nas variáveis utilizadas na regressão: demanda por reais (*BRL_detrend*) e no nível de juros longos (*Yield(Global16_onshore)*). Ambientes de mercado pouco voláteis, com baixa aversão a risco, contribuem para preços de mercado mais arbitrados e com menos prêmios. Evidentemente, o contrário também é verdade. No período analisado neste estudo, momentos de deterioração dos preços de mercado (aumento de taxa da curva de juros interna e depreciação cambial) foram acompanhados por aumento no valor do *Prêmio* (os parâmetros das variáveis de regressão do modelo são positivos).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARIDA, Persio. *Ainda sobre a conversibilidade*. São Paulo, Revista de Economia Política, vol.23, n.93, p.135-142, julho-setembro, 2003a.
- ARIDA, Persio. *Por uma moeda plenamente conversível*. São Paulo, Revista de Economia Política, vol.23, n.93, p. 151-154, julho-setembro, 2003b.
- ARIDA, Persio. *Aspectos macroeconômicos da conversibilidade: uma discussão do caso brasileiro*. São Paulo, texto apresentado no seminário “Aprimorando o Mercado de Câmbio Brasileiro”, 2004. Mimeo.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO. *Brasil para investidores estrangeiros*. Rio de Janeiro, ANDIMA, 2007.
- BACHA, Edmar Lisboa. *Reflexões pós-cepalinas sobre a inflação e crise externa*. São Paulo, Revista de Economia Política, vol.23, n.93, julho-setembro, 2003.
- BELLUZZO, Luiz Gonzaga; CARNEIRO, Ricardo. *O mito da conversibilidade*. São Paulo, Revista de Economia Política, vol.24, n.94, p. 218-222, abril-junho, 2004.
- BANARJEE, Anindya; DOLADO, Juan; GALBRAITH, J. W. & HENDRY, David. F. *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford, Oxford University Press, 1993.
- BRASIL. *PROJETO DE LEI DO SENADO nº 55 de 2007*, de 01 de março de 2007. Diário do Senado Federal, Poder Legislativo, Brasília, DF.
- DICKEY, D.A., JANSEN, D.W. e THORNTON, D.C. *A Primer on Cointegration with An Application to Money and Income*. St. Louis, Review Federal Reserve Bank of ST. Louis, pp. 58-78, 1991. Disponível em <http://ideas.repec.org/a/fip/fedlrv/y1991imarp58-78.html>, acesso em 01 de dezembro de 2007.
- FERRARI-FILHO, Fernando; JAYME JR, Frederico G.; LIMA, Gilberto Tadeu; OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando de. *A economia política da conversibilidade do Real: uma crítica a Arida*. João Pessoa, XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A021.pdf> acesso em 05 de novembro de 2007.
- ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*. In: *Econometrica*, v..55, nº2, pp.251-276, 1987.
- GARCIA, Márcio G. P.; DIDIER, Tatiana. *Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil*. Rio de Janeiro, Pontifício Universidade Católica, 2001. Disponível em

<http://www.econ.puc-rio.br/Magarcia/papers/riscobrasilPPE0107192.pdf>, acesso em 03 de novembro de 2007.

GARCIA, Márcio G. P.; SALOMÃO, Juliana. Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil. *Texto para discussão nº 515*. Rio de Janeiro, Pontifício Universidade Católica, 2006. Disponível em <http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td515.pdf>, acesso em 03 de novembro de 2007.

GRANGER, Clive. W. J. *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models*. In: *Econometrica*, v.34, pp.541-51, 1969.

HALL, S. G.; HENRY, S. S. B. *Macroeconomic modeling*. Amsterdam (The Netherlands): Elsevier Science Publishers, 1989.

JOHANSEN, Søren. *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. In: *Econometrica*, v.59, nº6, pp. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, Søren. *Identifying Restrictions of Linear Equations With Applications to Simultaneous Equations and Cointegration*. In: *Journal of Econometrics*, n.69, pp.111-132, 1995.

LEAMER, Edward E. *Vector autoregressions for causal inference*. In: BRUNNER, K; MELTZER, A. (org.). *Understanding Monetary Regimes*. In: *Journal of Monetary Economics*, Supplement, pp. 255-304, 1985.

LEITE, Janaína. *Governo estuda desonerar investidor externo*. Folha de São Paulo. São Paulo, 04 de fevereiro de 2006, Dinheiro. Disponível em <http://www1.folha.uol.com.br/fsp/dinheiro/fi0402200618.htm> acesso em 20 de novembro de 2007.

LITTERMAN, Robert; SCHEINKAMN, José. *Common Factors Affecting Bond Returns*. In: *Journal of Fixed Income*, v. 01, pp.54-61, 1991.

MADDALA, G.S. *Introduction to Econometrics*. Nova York, MacMillan, 1992.

MANNING, Linda; ADRIACANOS, Dimitri. *Dollar movements and inflation: a cointegration analysis*. In: *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals. v.25 (12), pp. 1483-1488, 1993.

MATSUMARA, Marco; MOREIRA, Ajax. *Can macroeconomic variables account for the term structure of sovereign spreads? Studying the Brazilian case*. Texto para discussão IPEA, n.1106, 2005.

MINISTÉRIO DA FAZENDA, SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *Estratégias de administração da dívida externa brasileira*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, Agosto de 2006a. Disponível em http://www.tesouro.fazenda.gov.br/divida_publica/downloads/Estrategia_Divida_Externa_Bienio_2007_08.pdf , acesso em 5 de novembro de 2007.

- MINISTÉRIO DA FAZENDA, SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *Relatório Mensal da Dívida Pública Federal Setembro 2007*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, setembro de 2007a.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA, SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *Dívida mobiliária externa. Característica das emissões voluntárias*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, junho de 2007b. Disponível em http://www.tesouro.fazenda.gov.br/divida_publica/downloads/soberanosinternet.xls, acesso em 10 de novembro de 2007.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA, SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *Dívida Pública Federal Brasileira*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 09 de novembro de 2007c. Disponível em http://www.tesouro.fazenda.gov.br/divida_publica/downloads/kit_divida.pdf, acesso em 23 de novembro de 2007.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA. RECEITA FEDERAL. *Medida Provisória nº 281, de 15 de fevereiro de 2006*. Disponível em <http://www.receita.fazenda.gov.br/Legislacao/MPs/2006/mp281.htm>, acesso em 10 de novembro de 2007.
- OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando de; SILVA, Guilherme Jonas C. da. *Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha*. 2004.
- PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA. CASA CIVIL. SUBCHEFIA PARA ASSUNTOS JURÍDICOS. Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006. Disponível em http://www.planalto.gov.br/ccivil/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11312.htm, acesso em 10 de novembro de 2007.
- PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA. CASA CIVIL. SUBCHEFIA PARA ASSUNTOS JURÍDICOS. Lei nº 7.940, de 20 de dezembro de 1989. Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil/LEIS/L7940.htm>, acesso em 10 de novembro de 2007.
- SAID, E. S; DICKEY, D. A. *Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order*. In: *Biometrika*, v.71, pp.599-607, 1984.
- SILVEIRA, Marcos. *Modelo Fatorial Linear Macroeconômico de Estrutura a Termo de Taxas de Juros: Aplicação Para Economia Brasileira*. Texto para discussão IPEA, n.1097, 2005.
- TABAK, Benjamin. *Monetary policy surprises and the Brazilian term structure of interest rates*. In: 10a Escola de Séries Temporais e Econometria, 2003. São Pedro, 10a ESTE, 2003.
- TABAK, Benjamin; TABATA, Alícia. *Testando o conteúdo informacional das decisões de política monetária*. In: Quarto Encontro da Sociedade Brasileira de Finanças. Rio de Janeiro, Anais do Quarto Encontro da Sociedade Brasileira de Finanças, 2004.

VARGA, Gyorgy; VALLI, Marcos. *Movimento da estrutura a termo da taxa de juros brasileira, Finanças aplicadas ao Brasil. In: Marco Bonomo. (Org.). Finanças Aplicadas ao Brasil. 1 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2002, v. 1, p. 435-452.*

Tabela 1 – Cronograma de emissões do

TÍTULOS	Data do Lançamento	Data da Emissão	Vencimento	Preço Emissão	Cambio de Liquidação	Líder(es)	Na moeda local (milhões)	Cupom % a.a	Yield % a.a
Global BRL 2016	19.09.2005	26.09.2005	05.01.2016	98,636	2,2991	J.P. Morgan Securities Inc. Goldman Sachs & Co	3.400	12.50	12.75
Global BRL 2022	06.09.2006	13.09.2006	05.01.2022	97,563	2,1524	Citigroup Global Markets Inc. J.P. Morgan Securities Inc.	1.600	12.50	12.875
Global BRL 2022(Reabertura)	05.10.2006	13.10.2006	05.01.2022	100,250	2,1614	Merrill Lynch UBS Securities LLC Morgan Stanley & Co.	650	12.50	12.466
Global BRL 2022(Reabertura 2)	04.12.2006	11.12.2006	05.01.2022	105,875	2,1672	Goldman Sachs & Co	750	10.25	11.663
Global BRL 2028	07.02.2007	14.02.2007	10.01.2028	96,451	2,0988	J.P. Morgan Securities Inc. UBS Securities LLC	1.500	10.25	10.68
Global BRL 2028(Reabertura)	20.03.2007	27.03.2007	10.01.2028	99,750	2,0790	Citigroup Global Markets Inc. Barclays Capital Inc.	750	10.25	10.279
Global BRL 2028(Reabertura 2)	10.05.2007	17.05.2007	10.01.2028	112,250	2,0234	Deutsche Bank Securities Inc. HSBC Securities (USA) Inc.	787.5	10.25	8,938
Global BRL 2028(Reabertura 3)	19.06.2007	26.06.2007	10.01.2028	115,500	1,9060	J.P. Morgan Securities Inc. Credit Suisse Securities (USA) LLC	750	10.25	8,626

Fonte: MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2007b.

Tabela 2 - Teste ADF de Raiz Unitária.

Hipótese Nula – possui raiz unitária	Estatística t	Nível Crítico 1%	Nível Crítico 5%	Probabilidade
$LN(Yield(Global_onshore))$	-0,715	-3,445	-2,867	0,8404
$LnBRL_Detrend$	-2,031	-3,445	-2,867	0,2733
$LN(Prêmio)$	-2,672	-3,445	-2,867	0,0797
Resíduo da regressão OLS	-3,4074	-3,445	-2,867	0,0112

Tabela 3 - Teste ADF de Raiz Unitária em primeiras diferenças.

Hipótese Nula – possui raiz unitária	Estatística t	Nível Crítico 1%	Nível Crítico 5%	Probabilidade
$D(LN(Yield(Global_onshore)))$	-22,013	-3,445	-2,867	0,0000
$D(LnBRL_Detrend)$	-22,197	-3,445	-2,867	0,0000
$D(LN(Prêmio))$	-28,243	-3,445	-2,867	0,0000

Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen (Com intercepto e sem tendência no vetor de cointegração) das variáveis $LN(Prêmio)$, $LN(Yield(Global16_{onshore}))$ e $LnBrl_detrend$

Hipótese Nula – Número de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística de Traço	Valor crítico 5%	Mackinnon-Haug-Michelis p-values
Nenhuma *	0.047236	34.65657	29.79707	0.0127
No máximo 1 **	0.027050	13.60786	15.49471	0.0943
No máximo 2	0.003852	1.679012	3.841466	0.1951

*rejeita hipótese nula com nível 1%.

** rejeita hipótese nula com nível 5%

**Tabela 5 - Teste de Cointegração de Johansen (Com intercepto e sem
tendência no vetor de cointegração) das variáveis LN(*Prêmio_ex_IR*),
LN(Yield(Global16_{onshore})) e LnBrl_detrend**

Hipótese Nula – Número de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística de Traço	Valor crítico 5%	Mackinnon-Haug-Michelis p-values
Nenhuma *	0.046139	35.65080	29.79707	0.0094
No máximo 1	0.030339	15.10242	15.49471	0.0572
No máximo 2	0.003902	1.700544	3.841466	0.1922

* rejeita hipótese nula com nível 5%.

Tabela 6 – Sumário estatístico.

Variável	N	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Prêmio Líquido (depois MP281)	359	1,46%	1,41%	2,79%	0,68%	0,41%
Prêmio Líquido (antes MP281), considerando IR.	80	-0,22%	-0,22%	0,90%	-1,19%	0,52%
Prêmio Líquido (depois MP281)	439	1,51%	1,45%	2,79%	0,68%	0,46%
BRL*	439	2.12	2.14	2.38	1.83	0.11
Yield(Global_Offshore)*	439	11,31%	11,92%	14,45%	8,32%	1,65%
Yield(Global_Onshore)**	439	12,82%	13,00%	16,39%	9,33%	1,86%
Yield(Global_Onshore)***	439	12,45%	12,66%	16,39%	9,33%	1,6%

*todo o período (setembro de 2007 até setembro de 2008), variável utilizada na regressão.

**todo o período (setembro de 2007 até setembro de 2008), desconsiderando IR, variável utilizada na regressão.

*** todo o período (setembro de 2007 até setembro de 2008), considerando IR

Tabela 7– Regressão linear.

Variável	Coefficiente (α)	Desvio Padrão	Estatística - t	Probabilidade
Constante (α_1) ***	6.766555	0.175965	38.45449	0.0000
LN(Yield(<i>Global_Onshore</i>)) (α_2) ***	0.823301	0.091837	8.964825	0.0000
<i>LNBrI_detrend</i> (α_3) ***	2.503102	0.415174	6.029038	0.0000
<i>Dummy_IR</i> (α_4) ***	-0.105235	0.037086	-2.837592	0.0048

*** significância a 1%

Tabela 8– Teste de causalidade de Granger.

Hipótese Nula	Número de Observações	Lags	Estatística - F	Probabilidade
Yield(<i>Global_offshore</i>) não causa Granger Yield(<i>Global_onshore</i>)	437	2	8.16975	0.00033
Yield(<i>Global_onshore</i>) não causa Granger Yield(<i>Global_offshore</i>)	437	2	2.10837	0.12269
Yield(<i>Global_offshore</i>) não causa Granger Yield(<i>Global_onshore</i>)	389	50	1.59418	0.01027
Yield(<i>Global_onshore</i>) não causa Granger Yield(<i>Global_offshore</i>)	389	50	1.33286	0.07801

Tabela 9 – Correlações.

	Yield(<i>Global_Offshore</i>)	Yield(<i>Global_Onshore</i>)	BRL	Prêmio
Yield(<i>Global_Offshore</i>)	1	0.976480	0.842157	0.391252
Yield(<i>Global_Onshore</i>)	0.976480	1	0.869318	0.580469
BRL	0.842157	0.869318	1	0.529976
Prêmio	0.391252	0.580469	0.529976	1

Tabela 10 – Custos.

	Investidor Eficiente			Investidor Ineficiente		
	Interno	Externo	Diferença (Interno-Externo)	Interno	Externo	Diferença (Interno-Externo)
Imposto de Renda	0	0	0	0	0	0
CPMF	~0.15%	0	~0.15%	~0.15%	0	~0.15%
Tx adm e custódia	0,10%	0,10%	0	0,20%	0,10%	~0.10%
Tx CVM	0,06%	0	0,06%	0,40%	0	~0.40%
Total			~0,21%			~0,65%

Tabela 11 – Bootstrapping: As linhas representam a série de setembro de 2005 até setembro de 2007. As colunas representam a curva até janeiro de 2017.

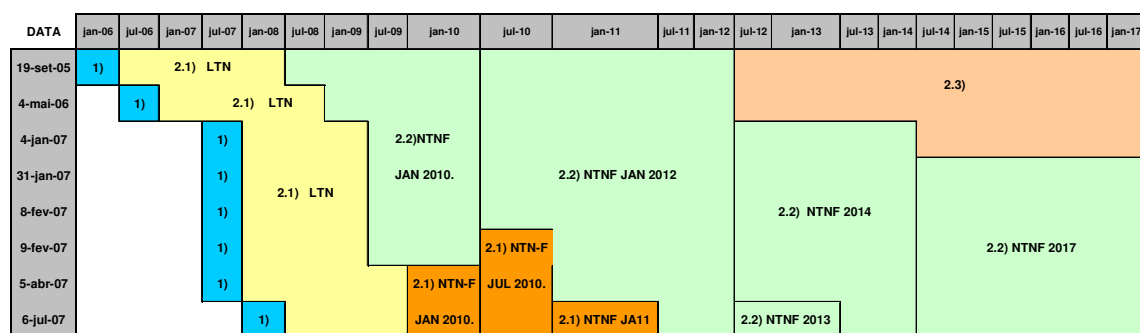


Tabela 12– Regressão linear utilizando dados brutos (Prêmio Bruto e Yield(Global_onshore) bruto).

Variável	Coefficiente (α)	Desvio Padrão	Estatística - t	Probabilidade
Constante (α1) ***	6.697487	0.152569	43.89811	0.0000
LN(Yield(Global_Onshore)) (α2) ***	0.731691	0.080040	9.141584	0.0000
LNBrI_detrend(α3) ***	2.209537	0.358011	6.171711	0.0000
Dummy_IR (α4) ***	-0.09141	0.031977	-2.858	0.0045

* o coeficiente da variável *Dummy_IR* indica que o impacto na variável *Prêmio* foi de 0.15%, mesmo resultado obtido pela regressão principal representada pela Tabela 7.

*** significância a 1%

Tabela 13– Regressão linear utilizando dados líquidos do investidor ineficiente

Variável	Coefficiente (α)	Desvio Padrão	Estatística - t	Probabilidade
Constante (α_1) ***	7.375364	0.350585	21.03730	0.0000
LN(Yield(Global_Onshore)) (α_2) ***	1.342167	0.179588	7.473576	0.0000
LNBrI_detrend(α_3) ***	4.085006	0.847401	4.820632	0.0000
Dummy_IR (α_4) ***	- 0.20166 *	0.075640	-2.666038	0.0080

* o coeficiente da variável *Dummy_IR* indica que o impacto na variável *Prêmio* foi de 0.15%, mesmo resultado obtido pela regressão principal representada pela Tabela 7.

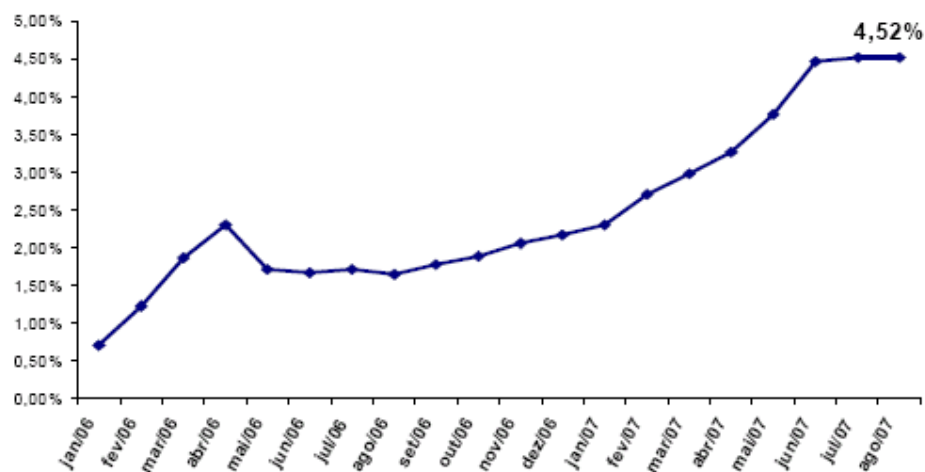
*** significância a 1%

Tabela 14 – Sumário estatístico auxiliar.

Variável	N	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Prêmio Bruto (subtração dos yield das curvas interna e externa desconsiderando custos e impostos).	439	1,71%	1,66%	3,00%	0,89%	0,44%
Prêmio Líquido investidor ineficiente (depois MP281)	359	0,81%	0,76%	2,14%	0,03%	0,41%
Prêmio Líquido investidor ineficiente (antes MP281), considerando IR.	80	-0,87%	-0,87%	0,25%	-1,84%	0,52%

*todo o período (setembro de 2007 até setembro de 2008)

Gráficos 1: Participação do investidor estrangeiro na DPMFi (Dívida Pública Mobiliária Federal Interna)



Fonte: MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2007c, p.34.

Gráfico 2

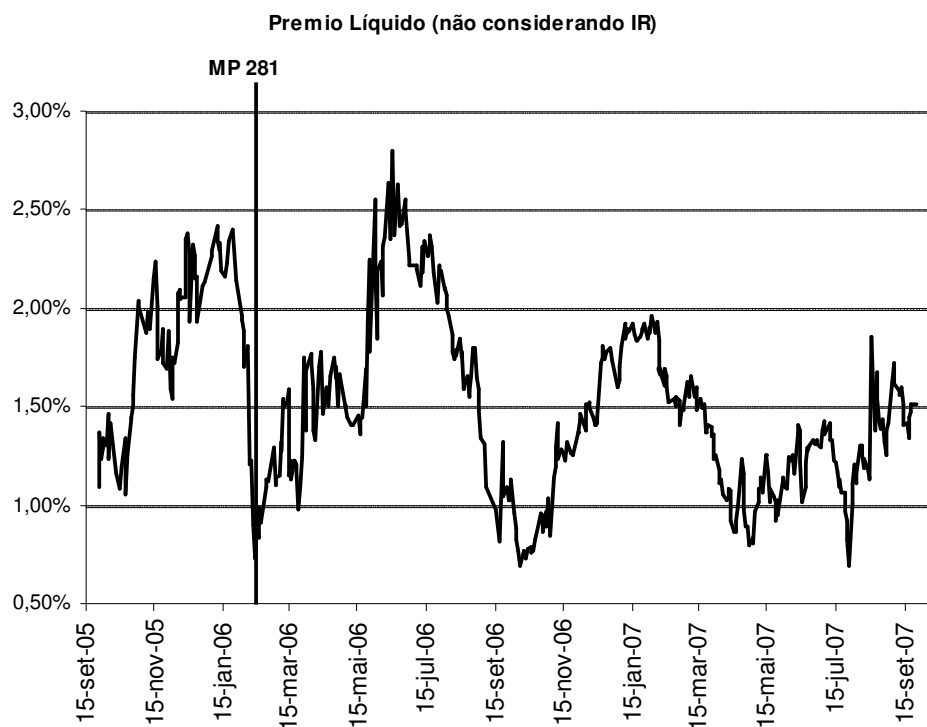


Gráfico 3

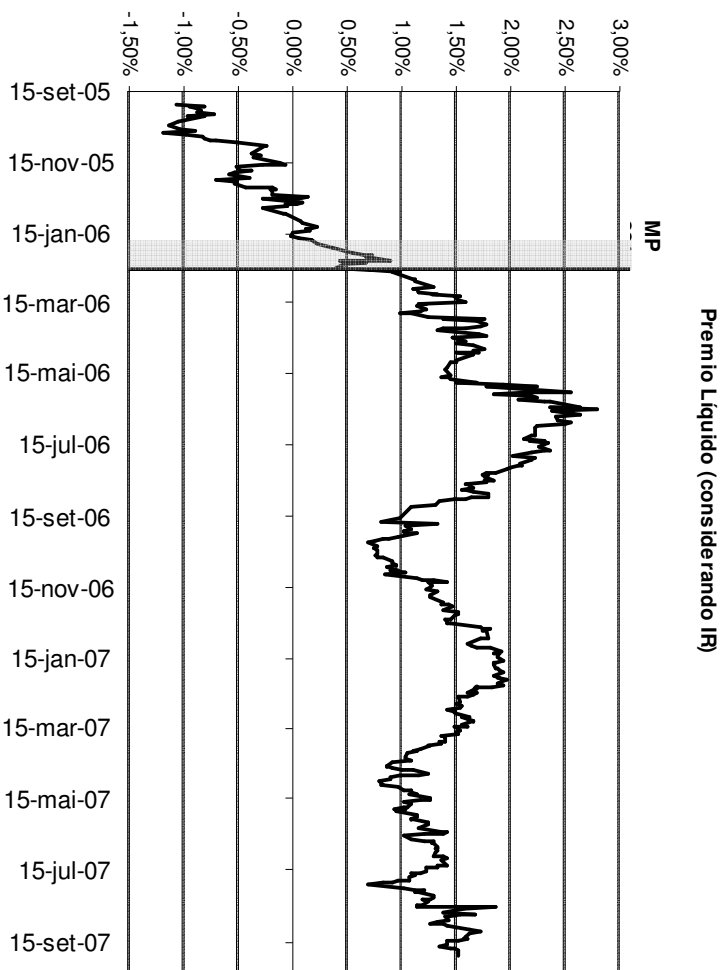


Gráfico 4

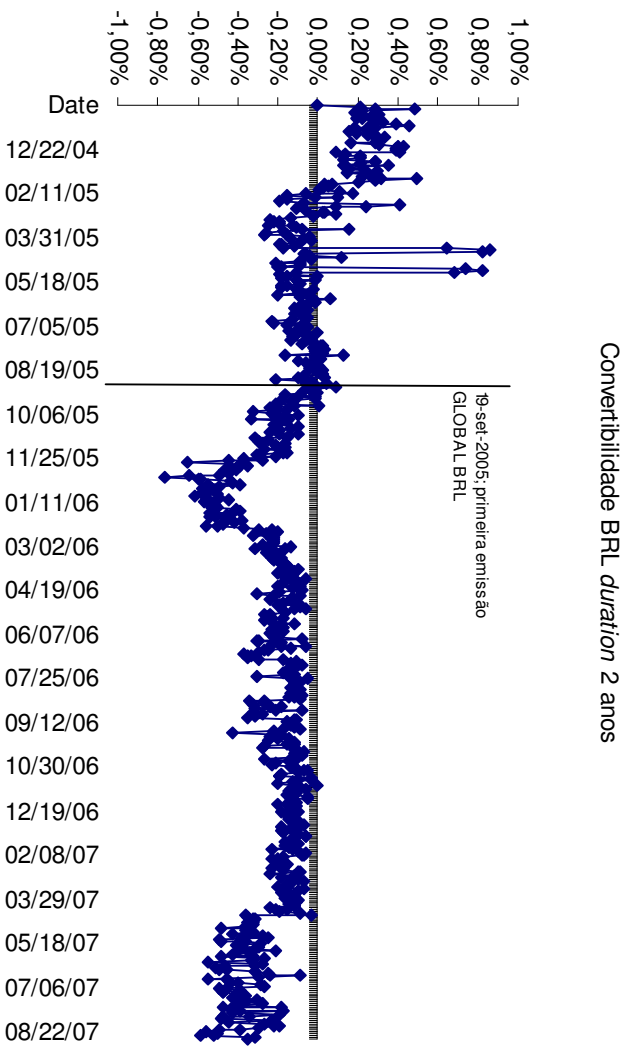


Gráfico 5: Taxa (*yield*) do título em reais externo Global BRL 2016.

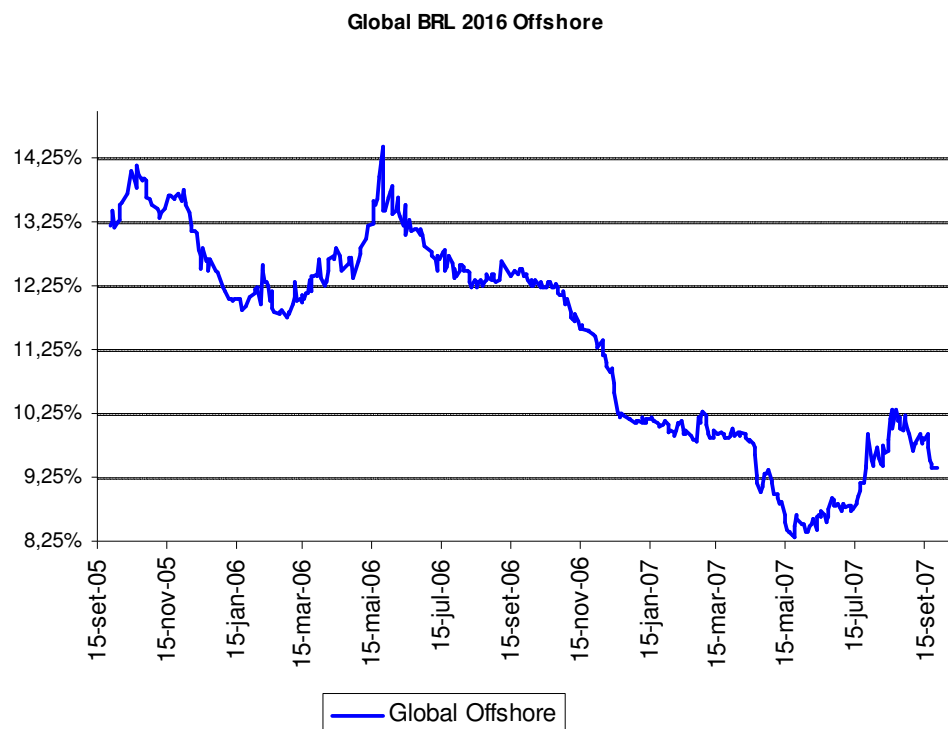


Gráfico 6

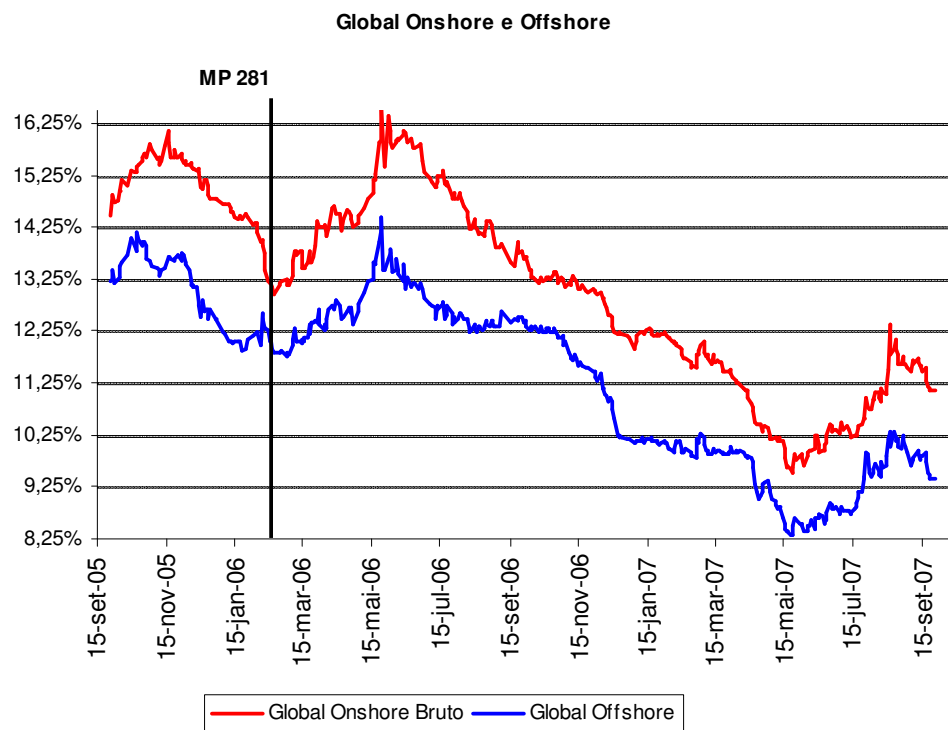


Gráfico 7

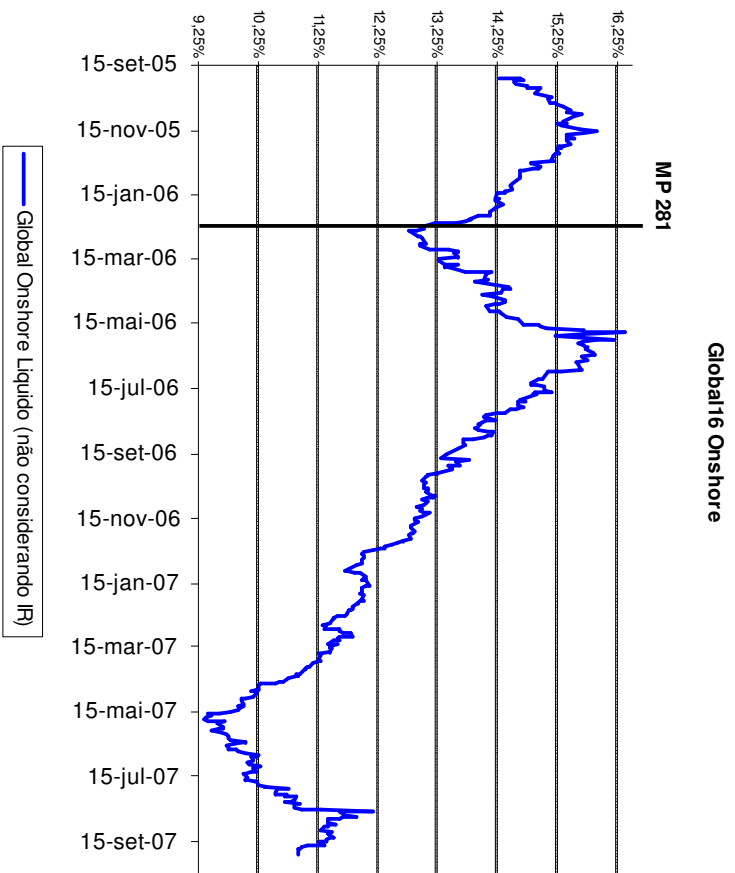


Gráfico 8

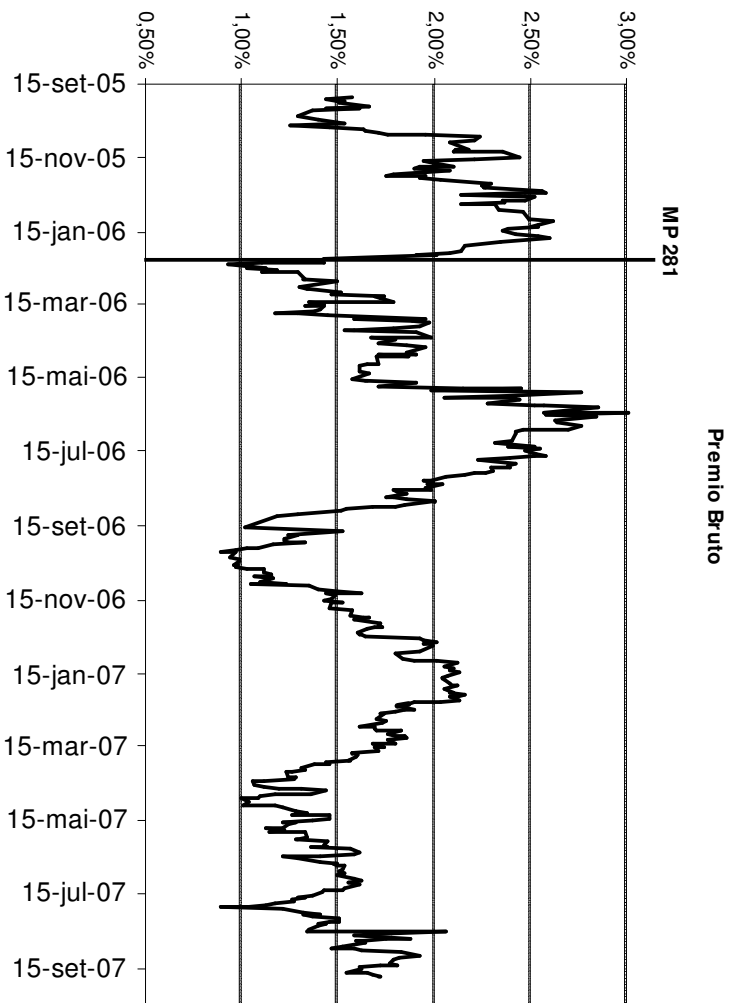


Gráfico 9 – BRL
BRL

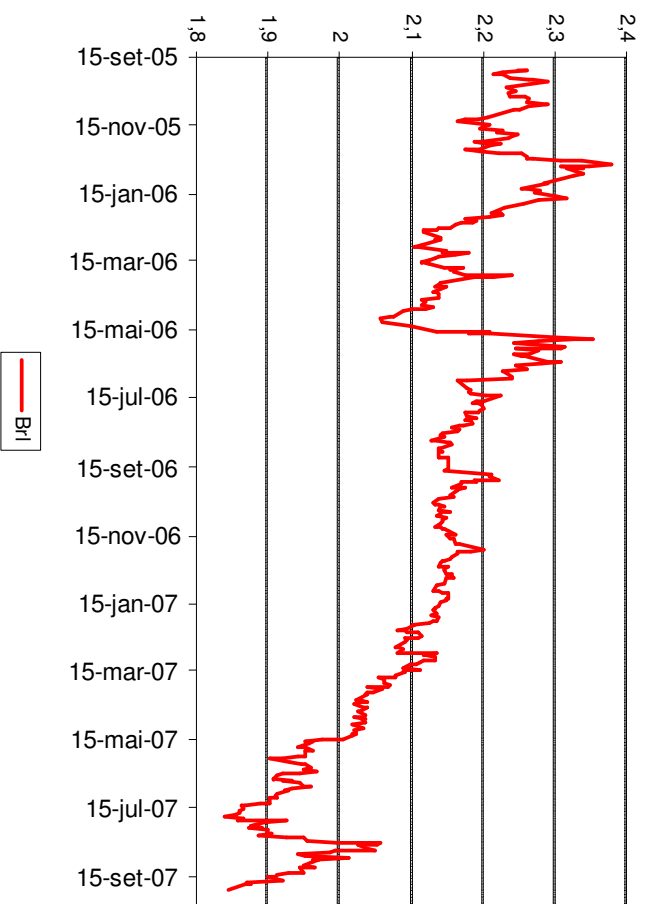


Gráfico 10 – BRL_Detrend
BRL_Detrend

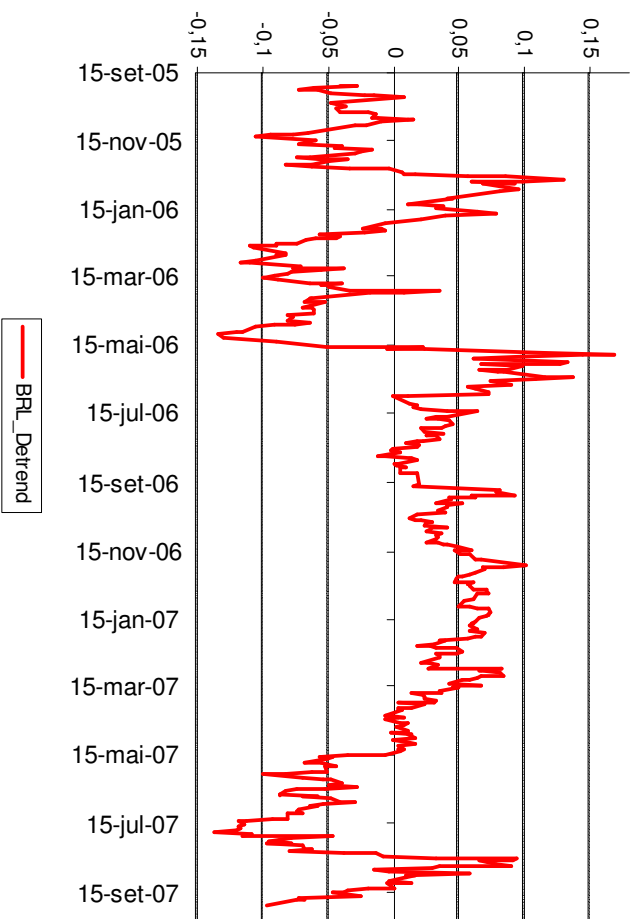


Gráfico 11 – *Prêmio_ex_dummy_IR*

Premio Líquido retirando o impacto da variável *dummy IR*

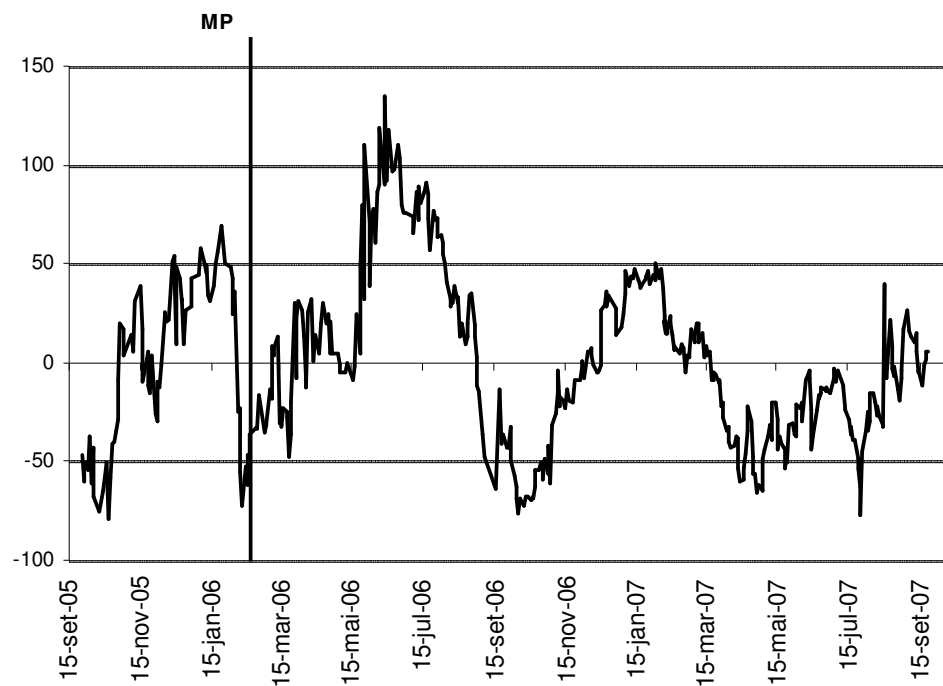


Gráfico 12

Global Onshore (não considerando IR) e Premio Líquido (não considerando IR)

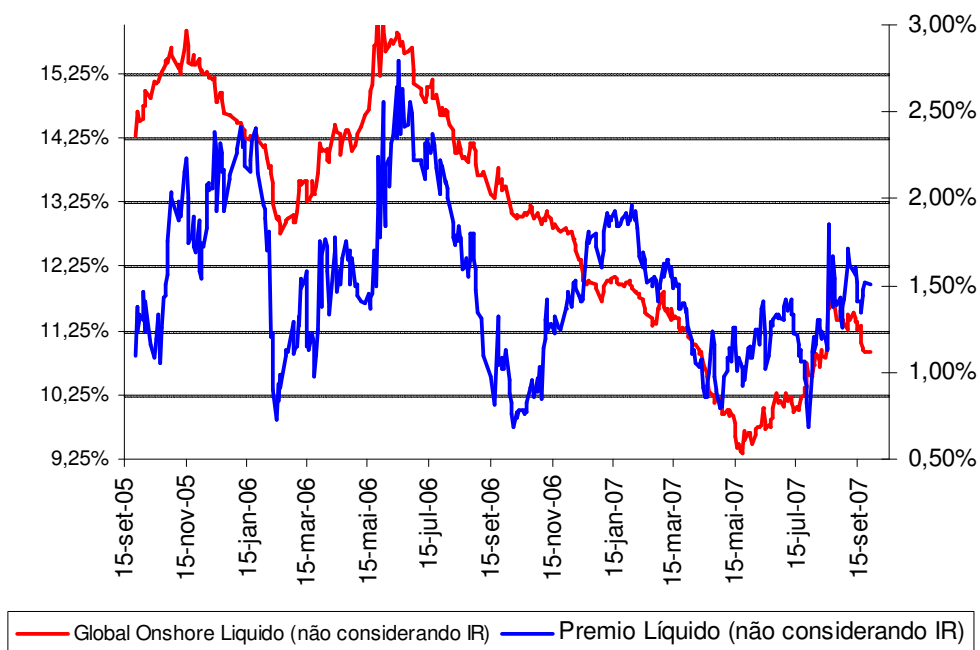


Gráfico 13

BRL_Detrend e Premio Líquido (não considerando IR)

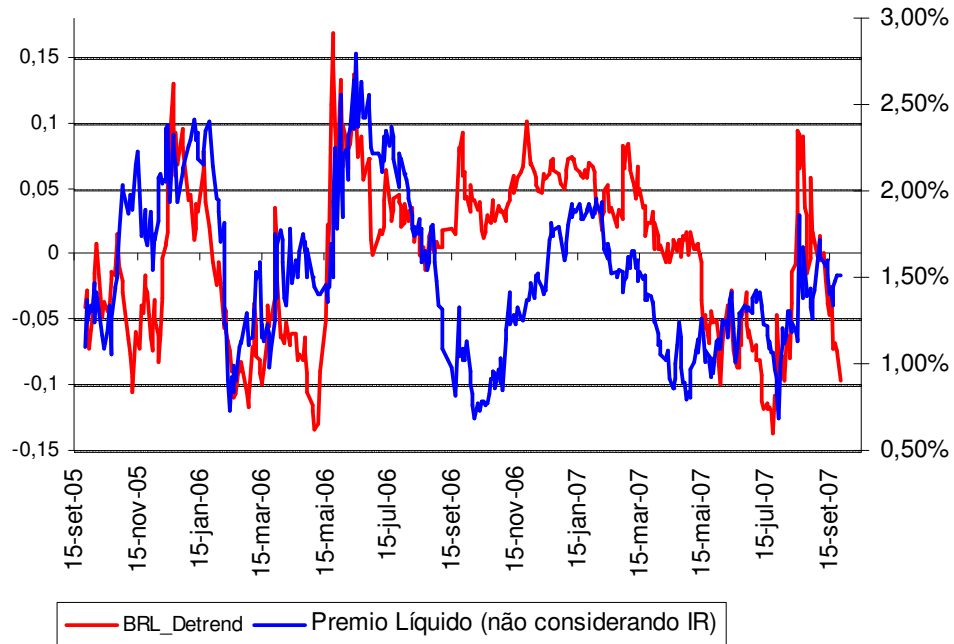


Gráfico 14: *Prêmio líquido considerando impostos e demais custos e Prêmio bruto desconsiderando estas coisas.*

Premio Líquido (considerando IR) e Premio Bruto

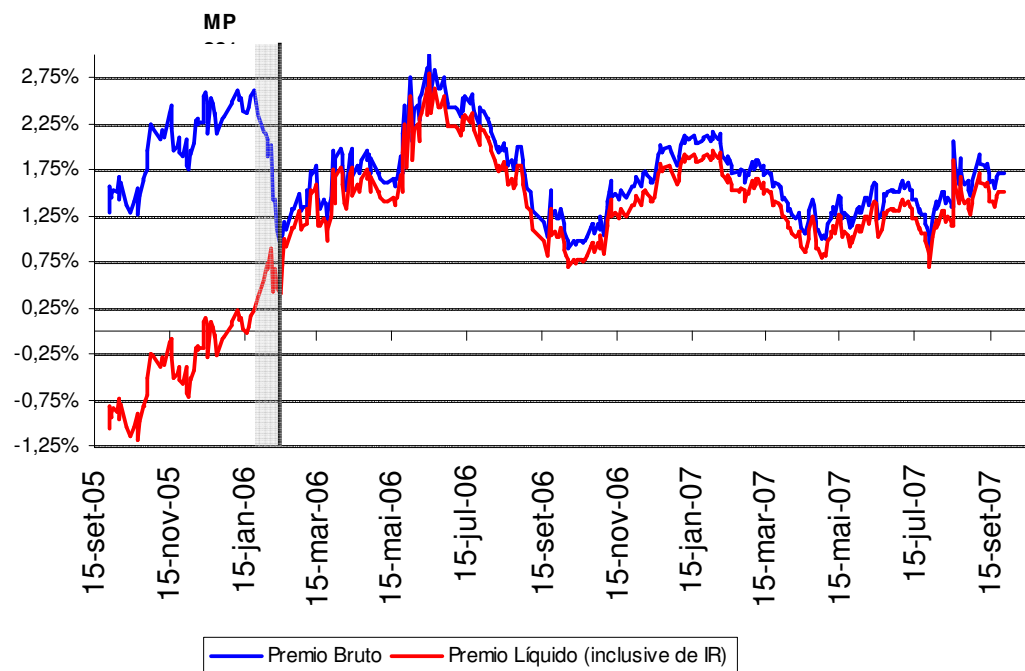


Gráfico 15

Global Onshore e Offshore considerando cobrança de IR

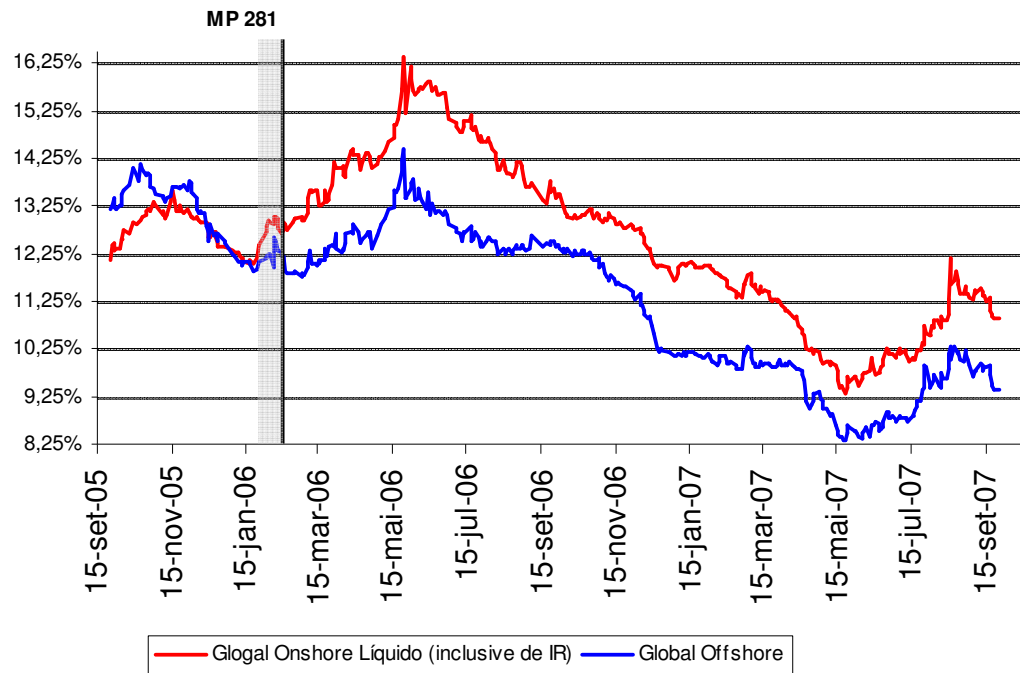


Gráfico 16 – USTW\$

Dólar americano contra cesta de moedas

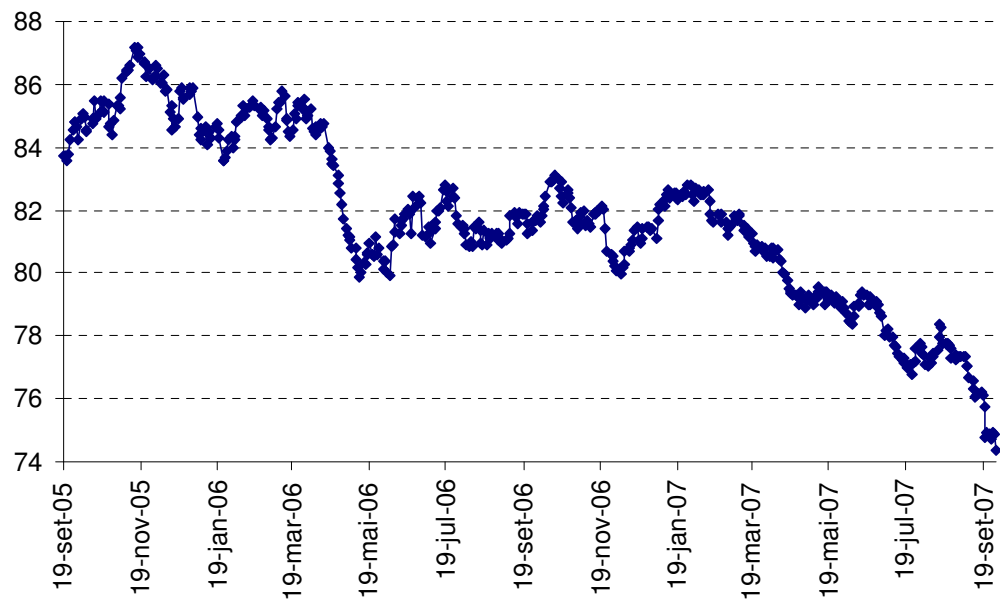


Gráfico 17 – Curvas de título público e BM&F em 15 fevereiro de 2007 e 24 de maio de 2007: a maior parte da série é formada por curvas como o primeiro gráfico, onde os títulos públicos negociam em taxas superiores às taxas da BM&F (a diferença é chamada de prêmio de títulos públicos). O segundo gráfico é um dos 5 dias em 439 do período estudado em que a curva de títulos público ficou levemente abaixo da BM&F em alguns prazos.

