

## Os Determinantes das Taxas de Juros Brasileiras para Títulos Públicos Pré-fixados de Longo Prazo

André Cabus Klotzle<sup>a</sup>

Walter Lee Ness Jr.<sup>a</sup>

Marcelo Cabus Klotzle<sup>a</sup>

<sup>a</sup>IAG / Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Brasil

---

### Resumo

*Este trabalho objetiva, por meio de um modelo de paridade coberta de juros ajustada aos riscos-país e demais riscos, verificar estatisticamente quais são os determinantes externos da taxa de juros doméstica brasileira diária para títulos públicos pré-fixados de longo prazo — no caso, as Notas do Tesouro Nacional Série F (NTN-Fs), com vencimento em 2017. A variável dependente foi definida como a taxa de retorno efetiva das respectivas NTN-Fs, ao passo que as variáveis independentes foram a taxa livre de risco dos Treasuries norte-americanos de 10 anos, o prêmio de risco Brasil e o risco cambial. Tendo em vista que as variáveis independentes possuem fortes relações de multicolinearidade, optou-se por rodar um modelo VAR e, a partir do mesmo, extrair os graus de endogeneidade de cada variável. As principais ferramentas do modelo VAR — decomposição de variância e funções impulso-resposta — permitiram tirar importantes conclusões acerca dos impactos defasados de variações ou choques ocorridos nas variáveis independentes sobre a taxa de juros das NTN-Fs analisadas. Os resultados comprovaram que a taxa de juros das NTN-Fs é a variável mais endógena do modelo, e mostraram que o risco cambial é a menos endógena. A conclusão mais relevante foi ter se observado uma correlação negativa entre a taxa de juros livre de risco dos Treasuries norte-americanos de 10 anos e a dos títulos de longo prazo brasileiros em 2007, contrapondo a expectativa inicial de que houvesse uma relação positiva entre essas variáveis.*

**Palavras-chave:** Paridade Coberta de Juros Ajustada; NTN-F; Treasuries norte-americanos; Taxa Livre de Risco; Risco-país; Risco Cambial; Modelo VAR.

## 1. Introdução

A taxa de juros brasileira de longo prazo, especialmente aquela para prazos em torno de 10 anos — considerada referência do mercado externo — tende a ganhar importância para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro na medida em que a estabilidade macroeconômica e a maior confiança dos investidores estrangeiros facilita o alongamento dos prazos de emissão das dívidas pública e privada.

Este processo começou a se consolidar gradualmente a partir de 2003, quando a menor vulnerabilidade do Balanço de Pagamentos doméstico aumentou a confiança de investidores estrangeiros, resultando em maior fluxo de dólares para o país e uma redução da percepção de risco soberano.

Naquelas circunstâncias, em um cenário que atuou sobre as causas comuns dos riscos-país e cambial, foi possível um declínio mais rápido e consistente da taxa de juros interna. Este declínio, juntamente com as expectativas de manutenção dos sólidos fundamentos econômicos — em especial inflação convergente para as metas de longo prazo e queda gradual da relação dívida / PIB — aumentaram as perspectivas futuras de estabilidade cambial e risco país menor e, por conseguinte, as estimativas de reduções da taxa de juros básica para os anos seguintes. Este arrefecimento de expectativas de taxas e prêmios de risco contribuiu para uma estrutura a termo de juros descendente a partir de 2005, como se nota no gráfico 1.

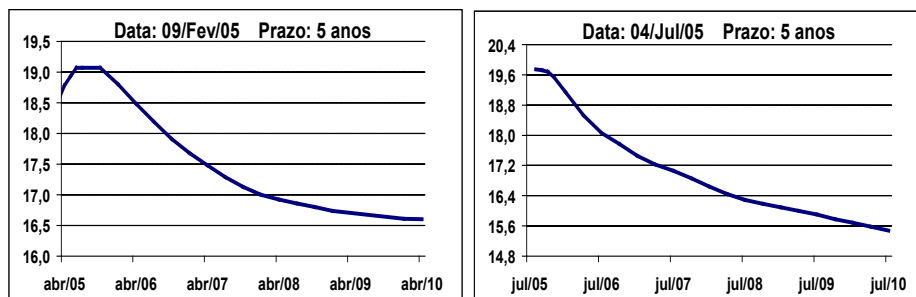


Gráfico 1 – Curva dos DIs mais líquidos – 2005  
 Fonte: BM&F Bovespa (2005)

O referido ambiente teve como pano de fundo o forte acúmulo de reservas internacionais, a sustentabilidade do Balanço de Pagamentos brasileiro, a mudança estrutural da Balança Comercial — com contribuição fundamental do setor exportador via consolidação e conquista de novos mercados — e a expressiva redução da dívida externa pública, através de um bem sucedido programa de recompra de títulos soberanos pouco líquidos e alongamento de prazos. Tudo isso proporcionou uma melhor percepção de risco-país pelos investidores estrangeiros, servindo como blindagem contra choques externos sobre as taxas de risco-país e cambial.

Essa maior estabilidade também diminuiu as perspectivas e efeitos de eventuais choques externos sobre a estrutura a termo de juros brasileiros, aumentando a liquidez para prazos mais longos — conforme se pode visualizar no gráfico 2 —, reduzindo sua volatilidade e garantindo um mercado potencial para os títulos públicos pré-fixados de 10 anos.

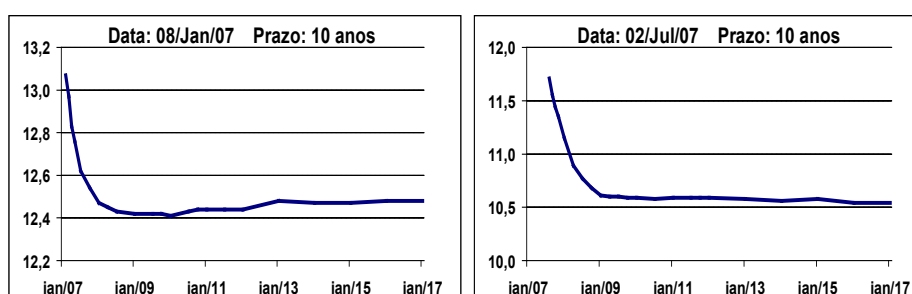


Gráfico 2 – Curva dos DIs mais líquidos – 2007  
 Fonte: BM&F Bovespa (2007)

Assim, a partir de 2005, o Tesouro Nacional começou a lançar as NTN-Fs de cinco e sete anos. No ano seguinte, emitiu o papel de oito anos e, em janeiro de 2007, conseguiu lançar o papel pré-fixado mais longo da história brasileira: a NTN-F 2017, com prazo de 10 anos. A tabela 1 ilustra esta trajetória.

Tabela 1 – Principais Emissões de NTN-Fs do Tesouro Nacional

Emissão	Vencimento	Prazo Aproximado
02/02/2005	01/01/2010	5 anos
01/06/2005	01/01/2012	7 anos
05/05/2006	01/01/2014	8 anos
05/01/2007	01/01/2017	10 anos

Fonte: Andima (2007)

O lançamento do novo papel, ao encontrar uma forte demanda de investidores estrangeiros, ganhou significativa liquidez em seu primeiro ano, onde foram emitidos, através de leilões primários semanais ou quinzenais, aproximadamente R\$ 13,61 bilhões, o equivalente, em dezembro de 2007, a cerca de 1,15% de toda a dívida pública mobiliária interna. O gráfico 3 abaixo comprova esta evidência. O eixo esquerdo (relativo à linha pontilhada) refere-se ao volume acumulado em mercado de NTN-Fs 2017 leiloado pelo Tesouro e o direito, ao percentual da dívida pública correspondente a tal volume.

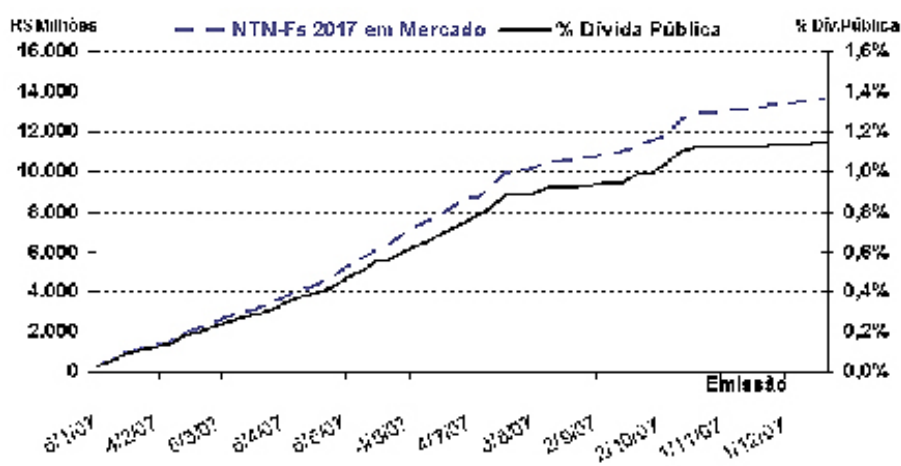


Gráfico 3 – NTN-Fs 2017 em Mercado x Percentual da Dívida Pública – 2007

Fonte: Banco Centra (2007)

É importante enfatizar que na regressão múltipla desenvolvida neste trabalho foram testadas apenas variáveis ligadas ao mercado ou setor externo, baseadas na teoria de arbitragem de taxas de juros cobertas. Por este motivo, não se testaram variáveis oriundas da economia real e mercado financeiro interno brasileiros.

Neste contexto, qual seria a influência das variáveis “risco-país, risco cambial, demais riscos (domésticos e outros) e taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos” sobre a determinação da taxa de juros brasileira de títulos públicos pré-fixados para prazos aproximados de 10 anos?

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

O presente trabalho focar-se-á no modelo da paridade coberta de juros ou PCJ, segundo a qual, para nações de risco similar, a taxa de juros de um país estará em equilíbrio quando esta for igual à taxa do outro país acrescida das expectativas de variação cambial entre as duas moedas. Ou, de acordo com Eiteman *et al.* (2002), a paridade das taxas de juros representa uma teoria na qual a diferença nas taxas de juros nacionais para títulos de risco e vencimento semelhantes deve ser igual, mas oposta em sinal, ao desconto ou prêmio da taxa

de câmbio a termo para a moeda estrangeira, exceto pelos custos de transação. A equação abaixo representa essa relação, observando-se que a diferença entre juros nacionais é obtida via taxas efetivas, e não simples:

$$(1 + i_D) / (1 + i_E) = (E_F - E_S) / E_S$$

onde  $i_D$  é a taxa de juros doméstica,  $i_E$  a externa,  $E_F$  o câmbio a termo em moeda estrangeira e  $E_S$  o câmbio à vista.

O alicerce da teoria da paridade coberta começou a ser construído a partir do chamado *efeito Fisher*, que estabelecia uma relação direta entre a taxa de juros nominal da economia e a inflação. Tal efeito, assim denominado em homenagem ao economista Irving Fisher, determinava que a taxa de juros nominal em cada país deveria ser igual ao retorno real exigido, somado a uma compensação para a inflação esperada (EITEMAN *et al.*, 2002). Expressando de forma matemática, o efeito Fisher se resume à seguinte fórmula:

$$(1 + i) = (1 + r) \times (1 + \Pi)$$

onde  $i$  é a taxa de juros nominal,  $r$  a real e  $\Pi$  a inflação esperada para o período correspondente.

Se diversas nações têm por objetivo a eficácia de sua política monetária, o efeito Fisher implicará que um aumento do diferencial de juros entre dois países equivalerá a uma igual elevação das taxas de inflação esperadas, o que pode ser representado pela equação adiante:

$$(1 + i_D) / (1 + i_E) = (1 + \Pi_D) / (1 + \Pi_E)$$

onde  $\Pi_D$  é a taxa de inflação doméstica esperada e  $\Pi_E$ , a taxa de inflação externa esperada.

Este efeito fica evidente em Krugman e Obstfeld (2001), ao destacarem que, no equilíbrio de longo prazo assumido pela abordagem monetária — na qual se embasa Fisher —, um aumento nas diferenças entre a taxa de juros doméstica e estrangeira ocorre apenas quando a inflação doméstica esperada aumenta relativamente à inflação estrangeira esperada.

O efeito Fisher deve ser analisado em conjunto com a paridade do poder de compra absoluta (PPC absoluta) e a lei do preço único. Se esta lei valer para todas as mercadorias e serviços, e em caso de mercados eficientes, a taxa de câmbio para a PPC absoluta poderia ser encontrada através da comparação de preços de produtos idênticos denominados em moedas diferentes (EITEMAN *et al.*, 2002). Neste contexto, a seguinte relação seria válida:

$$E_{D/E} = P_E / P_D$$

onde  $E_{D/E}$  é a taxa de câmbio da moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira,  $P_E$  é o nível de preços de uma cesta de produtos em moeda estrangeira e  $P_D$ , o nível de preços da mesma cesta em moeda doméstica.

A partir da PPC absoluta, pode-se derivar a PPC relativa, que nada mais é do que a PPC absoluta expressa em termos de variação percentual. Como explicam Eiteman *et al.* (2002), a relativa mudança nos preços entre dois países durante um período de tempo determina a mudança da taxa de câmbio naquele período. Mais especificamente, se a taxa de câmbio à vista entre dois países começa em equilíbrio, qualquer mudança no diferencial de inflação entre eles tende a ser compensada, no longo prazo, por uma mudança igual, mas contrária, na taxa de câmbio à vista. Ou seja:

$$(1 + \Pi_D) / (1 + \Pi_E) = (E_F - E_S) / E_S$$

Ao se juntar as premissas mais amplas do efeito Fisher (equação 3) com a PPC relativa (equação 5), obtém-se as bases do *efeito Fisher internacional*. Eiteman *et al.*(2002) ilustram de forma prática esse efeito, também denominado de *Fisher-open*, o qual indica que as taxas de câmbio à vista devem variar igualmente, mas em direção oposta, à diferença entre as taxas de juros comparáveis entre dois países. Mais formalmente, tem-se:

$$(1 + i_D) / (1 + i_E) = (S_2 - S_1) / S_1$$

onde  $S_2$  é a taxa de câmbio à vista após um período de tempo e  $S_1$  a taxa no instante inicial.

No entanto,  $(S_2 - S_1) / S_1$  representa, na prática, o prêmio da taxa de câmbio futura ou a termo, o que remete de volta à equação 1. Neste sentido, percebe-se que o efeito Fisher internacional indica o potencial equilíbrio para as taxas de juros e câmbio entre dois países. Esse equilíbrio não é estático, fato que pode resultar em operações de arbitragem até o pleno restabelecimento da condição inicial. Quando o mercado está em equilíbrio e não se vislumbra mais possibilidades de ganhos de arbitragem, esta mesma equação denota a **paridade coberta de juros**. Rearranjando a equação:

$$(1 + i_D) = (1 + i_E) \times (E_F - E_S) / E_S$$

Chega-se, assim, ao modelo de paridade coberta de juros (PCJ), onde, para países de risco semelhante, a taxa de juros interna será igual à externa mais um prêmio de risco cambial. Ressalte que essa igualdade é válida apenas sob a hipótese de perfeita mobilidade de capitais, onde não existam barreiras ou restrições à entrada e saída de divisas. Caso contrário, haverá um prêmio suplementar de conversibilidade ou liquidez.

Ao longo do tempo, contudo, verificou-se que países emergentes diferiam dos desenvolvidos pelo fato de os primeiros possuírem um componente de risco adicional, denominado de *risco-país*. Assim, o modelo de PCJ não se aplicava quando seu objetivo era a comparação da taxa de juros de um país emergente com a de um desenvolvido — sendo, então, necessário aprimorar o modelo de forma a incorporar essa nova variável, o prêmio de risco-país.

Esse avanço, considerando um cenário em que haja livre movimentação de capitais, foi conseguido através do modelo de paridade coberta ajustada de juros. A inovação foi o acréscimo de uma variável representativa do risco de países emergentes, medida pelo prêmio de risco-país ou EMBI+, o que resultou na seguinte relação entre taxa de juros doméstica de países emergentes e taxa de juros externa de países desenvolvidos:

$$(1 + i_D) = (1 + i_E + p) \times (E_F - E_S) / E_S$$

onde  $p$  é o prêmio de risco-país ou EMBI+.

A equação acima sugere que a vinculação das taxas de juros interna e externa não implica, necessariamente, a sua convergência, porque, em geral, persistem o risco soberano e a expectativa de desvalorização cambial (MODENESI, 2004).

De maneira mais abrangente, pode haver outros riscos intrínsecos a determinado país que tornem  $(1 + i_D) > (1 + i_E + p) \times (E_F - E_S) / E_S$  — como é o caso brasileiro, onde as expectativas inflacionárias exercem papel fundamental na determinação de  $i_D$ . Com isso, chega-se ao modelo desenvolvido neste trabalho:

$$(1 + i_D) = (1 + i_E + p) \times [(E_F - E_S) / E_S] \times (1 + DR)$$

onde  $DR$  representa os demais riscos não considerados no modelo de paridade coberta ajustada.

Em países não-periféricos, a taxa de juros interna é simplesmente igual à externa mais a expectativa de variação cambial. Já no caso de devedores vinculados a países periféricos (como o Brasil), existe um viés no que tange à taxa de rentabilidade exigida pelos aplicadores (BIAGE *et al.*, 2008). Este desvio indica que não há, na prática, uma perfeita mobilidade de capitais entre países desenvolvidos e emergentes e que os mercados exigem, então, um *spread* para adquirir títulos de devedores vinculados a países que não têm moeda forte ou conversível. Daí a existência do risco-país e riscos domésticos.

Os termos da equação 9 foram renomeados, de forma a adequá-los às variáveis utilizadas ao longo deste estudo. Assim, empregaram-se os seguintes termos:

- **I Int** (no lugar de  $i_D$ ) é a taxa de juros doméstica das NTN-Fs 2017;
- **Rf** (no lugar de  $i_E$ ) é a taxa livre de risco dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos;
- **PR** (no lugar de  $p$ ) é o prêmio de risco-país;
- $\hat{e}$  (no lugar de  $(E_F - E_S) / E_S$ ) é a expectativa de variação ou risco cambial.

De forma resumida, pode-se representar esse modelo pela seguinte fórmula:

$$(1 + I \text{ Int}) = (1 + Rf + PR) \times (1 + \hat{e}) \times (1 + DR)$$

Onde:

- I Int** = taxa de juros interna (NTN-Fs 2017);
- Rf** = taxa livre de risco (*Risk-free*) dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos;
- PR** = prêmio de risco-país (EMBI +), em pontos percentuais;
- $\hat{e}$  = expectativa de variação (risco) cambial, em taxa anualizada;
- DR** = demais riscos (domésticos e outros), em pontos percentuais.

A taxa de juros interna (**I Int**) foco deste modelo será aquela próxima a 10 anos, baseada nas NTN-Fs, conforme já descrito anteriormente. Deste modo, além de ser utilizada uma taxa de juros brasileira de longo prazo, como pretende este estudo, esta taxa também estará alinhada com o prazo dos títulos externos (*Treasuries* norte-americanos), trazendo maior aderência ao modelo.

A taxa livre de risco (**Rf**) refere-se àquela dos títulos norte-americanos de mesmo prazo (ou prazo parecido) aos títulos brasileiros, no caso 10 anos, e mesmas características — pagamento de cupons semestrais.

O prêmio de risco-país (**PR**) mede o diferencial entre (i) a taxa média ponderada pelo volume dos papéis mais líquidos da dívida soberana brasileira em dólares e (ii) a taxa dos títulos norte-americanos de mesmo prazo médio. Nesse caso, apesar de os *Treasuries* norte-americanos de 10 anos serem o principal título em volume de negócios financeiros internacionais, não necessariamente terão o maior peso — o qual dependerá da liquidez dos papéis brasileiros negociados. Neste sentido, o prazo médio dos títulos analisados estará sujeito às circunstâncias do cenário global, não coincidindo exatamente com o prazo-objeto deste trabalho, que é em torno de 10 anos.

A expectativa de variação cambial anualizada, ou risco cambial anualizado ( $\hat{e}$ ), é calculado com base na série histórica diária obtida junto ao BACEN, que engloba as projeções da cotação R\$/US\$ para um período de quatro anos à frente e é disponibilizada ao público sempre no primeiro dia útil da semana seguinte à apuração (pesquisa FOCUS), contendo as projeções dos dias úteis da semana anterior. Nestas circunstâncias, a variação cambial anualizada tentará aproximar-se o melhor possível da realidade, embora não coincida com o prazo médio de 10 anos.

Além disso, mesmo se houvesse prazos mais longos para as expectativas de variação do dólar ante o real, provavelmente haveria distorções preditivas, pois a volatilidade cambial torna-se um fator de bastante imprevisibilidade para estes prazos — o que certamente tornaria o modelo menos eficiente. Em outras palavras, o desvio-padrão amostral seria bem elevado.

Ressalte-se que a escolha dos dados divulgados pelo BACEN como proxy (ou indicador) para a expectativa de desvalorização cambial mostrou-se a mais adequada. Havia a possibilidade de se optar pelo dólar futuro, dólar a termo ou cupom cambial, mas os resultados não esboçariam a realidade do mercado financeiro.

O dólar futuro possui dois problemas. Primeiro, é calculado simplesmente multiplicando-se o dólar à vista pelo diferencial entre os juros futuros internos e externos para o respectivo prazo. Assim, o seu valor iria refletir tão somente esse diferencial, não sinalizando o que os agentes econômicos realmente esperam para o futuro. Segundo, ainda que não houvesse esse problema, a liquidez para o dólar futuro, no mercado brasileiro, concentra-se no primeiro contrato, cujo prazo de vencimento varia de um dia a um mês, dependendo da data.

Já o dólar a termo, apesar de ter liquidez para prazos mais longos, seu valor também reflete unicamente o diferencial entre os juros futuros internos e externos para o período negociado.

No que tange ao cupom cambial — que representa os juros em dólar no Brasil, e é calculado para diferentes prazos — uma ideia pensada foi a de fazer a divisão do fator de DI Futuro pelo fator do referido cupom. No entanto, o resultado desta divisão representaria, novamente, o diferencial entre os juros futuros internos e externos, recaindo no mesmo problema de especificação acima discutido.

Os demais riscos — domésticos e outros (**DR**) — são calculados por diferencial de fatores, ou seja, representam o fator de taxa de juros interna para os títulos com vencimento em 2017 (NTN-Fs), descontados os fatores de juros dos títulos soberanos externos (taxa livre de risco acrescida do prêmio de risco-país) e o fator de risco cambial doméstico. A fórmula abaixo elucida este cálculo:

$$DR = (1 + I \text{ Int}) / [(1 + Rf + PR) \times (1 + \hat{\epsilon})] - 1$$

Como se pode ver, **DR** equivale, em uma regressão múltipla, ao termo de erro. Desse modo, esta variável será analisada apenas amostralmente, mas não incluída na regressão, por ser estatisticamente endógena ao modelo. Todavia, apesar de **DR** ser calculada via diferencial, tem fundamental importância na determinação de **I Int**, pois sua média é significativamente diferente de zero.

**Os demais riscos**, classificados como **domésticos e outros**, são os riscos adicionais ao risco-país e cambial que um investidor estrangeiro incorre ao aplicar seus recursos no Brasil. No caso dos **riscos domésticos**, que são indubitavelmente a parte de maior importância para o modelo, enquadram-se os riscos operacionais, legais, financeiros e de crédito. A seguir, apresenta-se uma análise detalhada de cada um destes riscos.

Os **riscos operacionais**, neste contexto, são decorrentes, principalmente, da possibilidade de ocorrência de erros ou atrasos nos sistemas de negociação e registro de operações em títulos públicos, privados, bolsa, câmbio e mercados futuros.

Já os **riscos legais** derivam do surgimento não previsto de alguma lei, norma ou normativo, ou mudanças de regras vigentes — como alteração de alíquotas tributárias ou emolumentos, ou mesmo da própria política / regime cambial — que causem perdas súbitas e inesperadas, ineficiência nos mercados e/ou redução de lucratividade.

A definição de **marcos regulatórios**, especialmente no setor energético, é um fator que representa bem os riscos legais. Algumas medidas já foram tomadas visando diminuir essa incerteza no mencionado setor. Por exemplo, definiram-se contratos bilaterais de longo prazo entre as distribuidoras e os vencedores dos leilões de energia, com garantia de repasse dos custos de aquisição da energia às tarifas dos consumidores finais. Também foram reforçadas as funções de regulação, fiscalização e mediação da Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel).

O setor de petróleo é outro exemplo típico. Após a descoberta, em 2008, de óleo leve em águas profundas brasileiras (cuja área foi denominada de *camada pré-sal*), cogitou-se a criação de uma nova empresa estatal e venda das concessões já existentes para a respectiva companhia.

No caso dos **riscos financeiros**, estes estariam ligados a um aumento consistente e inesperado da volatilidade local — cuja origem pode estar correlacionada à maior volatilidade nos mercados financeiros internacionais ou emergentes como um todo —, o que poderia ocasionar perdas superiores aos limites máximos estabelecidos por determinada(s) instituição(ões), causando substanciais prejuízos.

Outro elemento possivelmente presente nos demais riscos, e pertinente ao lado financeiro, é o **controle de capitais**. A legislação cambial brasileira, através do Decreto 23.258 de 1933, instituiu a necessidade de rigorosos controles da moeda, haja vista a ocorrência, naquela época, de sucessivas crises cambiais. Em função disso, ao longo dos últimos anos o Banco Central (BACEN) começou a desenvolver mecanismos que pudessem minimizar estes controles extremamente anacrônicos.

Em 1988, o BACEN permitiu aos investidores residentes no Brasil a abertura de contas bancárias no exterior.

Em 2005, o Conselho Monetário Nacional (CMN) aprovou um conjunto de medidas modernizadoras e simplificadoras na área cambial. Entre estas medidas estava a unificação dos mercados de câmbio livre e flutuante, que possuíam regras distintas, e a flexibilização do prazo para o ingresso no país de moeda estrangeira decorrente de exportações, de 180 para 210 dias corridos. Também foi aprovada a redução da cobertura cambial, de 100% para 70% — mecanismo pelo qual as empresas com receitas no exterior deveriam ingressar seus recursos no Brasil em até 180 dias após a efetivação da mesma.

Em março de 2008, estabeleceu-se o fim da cobertura cambial, permitindo aos exportadores e outras empresas com receitas em dólar manter 100% dos recursos no exterior. Contudo, a nova medida impôs ressalvas no sentido de que o percentual de 100% poderia ser alterado a qualquer momento que se julgasse necessário.

Em novembro de 2006, com a Lei 11.371, ocorreu uma nova simplificação do sistema, eliminando-se algumas restrições, como a obrigação de preenchimento de formulários na compra ou venda de moeda estrangeira de até US\$ 3.000.

Em 2008, essa simplificação foi aprimorada para atender aos pequenos e médios exportadores, que ficariam desobrigados de fazer o registro operacional no BACEN até o limite de US\$ 100 mil por transação, contra US\$ 10 mil anteriormente. Entretanto, os grandes exportadores continuaram sujeitos à referida burocracia.

Em março de 2008, criou-se o IOF de 1,5% para aplicações de investidores estrangeiros em títulos públicos brasileiros, incidente sobre o valor principal. Porém, ao final de 2008, este imposto seria novamente abolido. No mesmo ano, um novo regulamento permitiu que as corretoras pudessem manter posições compradas em câmbio em limites superiores a US\$ 500 mil, mas continuaram impedidas de ficar vendidas.

Verifica-se, assim, que sempre existiu alguma forma de controle de capitais no Brasil, e devido talvez a algumas posições dogmáticas, a liberalização desses controles ainda é feita de maneira quase que tímida e gradualmente.

No que se refere aos **riscos de crédito**, estes se relacionam à possibilidade de a contraparte envolvida em operações financeiras não honrar seus compromissos, e estariam mais presentes em operações no mercado de balcão.

O segundo componente dos demais riscos — os **outros riscos** — diz respeito a algum descasamento de prazos ou problemas na especificação de variáveis, podendo trazer um certo distúrbio amostral. Por exemplo, as NTN-Fs 2017 tinham vencimento inicial de 10 anos em janeiro de 2007, porém em dezembro do mesmo ano seu prazo de vencimento caiu para 9 anos e 1 mês, já que não foi emitido, nesse intervalo de tempo,



nenhum papel similar a vencer em 10 anos. O risco-país, por sua vez, mede o diferencial entre as taxas médias ponderadas de uma cesta de títulos soberanos brasileiros e um conjunto de *Treasuries* norte-americanos de prazo médio equivalente — que, normalmente, não coincide com o prazo das NTN-Fs, nem dos *Treasuries* norte-americanos com maturidade próxima a 10 anos.

Em se tratando do risco cambial, mensurado pelas expectativas diárias dos agentes de mercado acerca da desvalorização do real frente ao dólar, a pesquisa realizada e divulgada semanalmente pelo Banco Central abrange um número muito grande de instituições. Estas, por sua vez, não apresentam o mesmo dinamismo do mercado no momento de atualizar suas projeções e enviá-las ao Banco Central. Isto ocorre porque, enquanto uns analistas podem considerar um determinado movimento no câmbio como sendo passageiro, outros tendem a considerá-lo permanente e, mesmo assim, dado o pouco espaço de tempo para envio das projeções, existe a possibilidade de não as estar utilizando por completo na realização de suas operações cotidianas. Este fato acontece especialmente em dias de maior volatilidade nos mercados e em operações de *day-trade* (compra e venda de ativos no mesmo dia) — o que pode causar algum desvio na mediana das expectativas frente ao observado.

### 3. METODOLOGIA

O período amostral deste estudo iniciou-se em 5 de janeiro de 2007, primeiro dia de negociação da NTN-F 02/01/2017 no mercado secundário. Como até dezembro de 2008 o Tesouro Nacional não emitiu NTN-Fs com vencimento em 2018, a série histórica, coletada em dados diários, teve fim em 31 de dezembro de 2007, constituindo-se de 253 observações referentes aos dias úteis de negociação. Assim, preservou-se um prazo médio ao redor de 10 anos. Os dados quantitativos obedeceram ao seguinte modelo de regressão múltipla:

$$I \text{ Int} = \alpha + \beta_1 Rf + \beta_2 PR + \beta_3 \hat{\epsilon} + \epsilon \quad (\text{eq. 12})$$

Onde: **I Int** é a variável dependente, referente à taxa de juros das NTN-Fs 2017;

**Rf**, **PR** e  $\hat{\epsilon}$  são as variáveis independentes e referem-se, respectivamente, às taxas dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos, ao prêmio de risco-país e ao risco cambial;

$\epsilon$  é o erro estocástico, onde se inclui **DR**. Quando maior, duas análises são possíveis: por um lado, maior será a contribuição de **DR** para a formação das taxas das NTN-Fs e, por outro, menor poderá ser o grau de aderência do modelo à realidade e, portanto, menos confiáveis seus resultados. Haja vista que **DR** representa a parte do modelo não explicada pelas variáveis tradicionais, a primeira interpretação parece ser mais plausível.

Em relação ao erro estocástico, compete mais uma ressalva. No modelo original (equação 10), as variáveis são multiplicativas em seus fatores, enquanto na regressão estimada, as mesmas têm um caráter aditivo. Este fato possivelmente contribuiu para um erro de previsão maior.

Na coleta de dados para as taxas das NTN-Fs, foram utilizadas as informações do Mercado Secundário de Títulos Públicos Federais, disponibilizadas diariamente pela Andima. Já no caso do risco cambial, a fonte foi o Banco Central. No que tange ao prêmio de risco-país, utilizou-se o Broadcast, e para a taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos, a Bloomberg.

O desenvolvimento econométrico deste estudo foi feito por meio do *software* estatístico *E-Views 5.1*. Alternativamente à regressão, rodou-se uma matriz de correlação, visando analisar cada variável independente

isoladamente e apurar o seu efeito sobre a determinação da taxa das NTN-Fs, assim como seu grau de significância, em períodos distintos.

Também foram realizados testes conjuntos com as variáveis independentes, objetivando identificar problemas que levem a estimativas viesadas, tais quais autocorrelação entre os resíduos, multicolinearidade entre as variáveis ou heterocedasticidade — e buscando, na medida do possível, diagnosticá-los.

#### 4. RESULTADOS

Inicialmente, através de uma matriz de correlação, foi analisada a interrelação entre todas as variáveis do modelo — ou seja, a dependente (**I Int**), as independentes (**Rf**, **PR** e **ê**) e a componente do termo de erro (**DR**).

Cabe ressaltar que a inclusão dos demais riscos na matriz de correlação — ao contrário do que ocorreria se este procedimento fosse feito na regressão — não afeta os resultados das outras variáveis, posto que as correlações são calculadas duas a duas e, desta forma, dependentes apenas entre si. Leve-se também em conta que **DR** tem fundamental importância na determinação de **I Int**, pois sua média é significativamente diferente de zero — o que já remete a um problema de estimação, a existência de autocorrelação residual. Também foi possível detectar multicolinearidade e, após a realização de testes específicos, tais problemas foram corrigidos por meio de uma nova regressão não viesada.

Pela tabela 2, em 2007, o prêmio de risco-país (**PR**), dentre as variáveis independentes, foi a que apresentou maior correlação com as taxas de juros das NTN-Fs 2017, pois os investidores estrangeiros são os maiores compradores destes papéis de longo prazo. Os demais riscos (**DR**) também mostraram uma correlação significativa com a taxa dos papéis (**I Int**) — explicada por alterações nas perspectivas domésticas de política monetária e considerável aumento da volatilidade interna decorrente da crise imobiliária nos EUA.

Tabela 2 – Matriz de Correlação para 2007

	<b>I Int</b>	<b>Rf</b>	<b>PR</b>	<b>ê</b>	<b>DR</b>
<b>I Int</b>	---	-0.689743**	0.836276**	0.525906**	0.779873**
<b>Rf</b>	-0.689743**	---	-0.739779**	-0.330790**	-0.706489**
<b>PR</b>	0.836276**	-0.739779**	---	0.582954**	0.533675**
<b>ê</b>	0.525906**	-0.330790**	0.582954**	---	-0.077023
<b>DR</b>	0.779873**	-0.706489**	0.533675**	-0.077023	---

\*\* Correlação é significativa ao nível de 0,01 (bi-caudal)

Significância obtida pelo *software* estatístico SPSS 13.0

Já a taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos foi a única variável a apresentar correlação negativa com **I Int**. Isto evidencia que, em um momento de maior incerteza do cenário internacional, onde a aversão ao risco se elevou de forma mais intensa, predominou o movimento de fuga para a qualidade — caracterizado pela compra de *Treasuries* norte-americanos, com respectivo aumento de preço e redução de taxas, simultaneamente à venda de ativos em outros países (principalmente emergentes), com queda de preços e alta nas taxas.

Hartelius *et al.* (2008) analisaram a relação entre taxa de juros externa e *spreads* de títulos soberanos de países emergentes. Contudo, tendo em vista a forte e significativa correlação entre **PR** e **I Int**, pode-se estender a análise de Hartelius *et al.* à relação entre taxa de juros externa e interna. Segundo os autores, estudos prévios que avaliaram a influência das taxas globais sobre os *spreads* de mercados emergentes usaram diversos tipos de taxas de juros a termo, tais quais depósitos em eurodólar de três meses, taxa dos *Treasuries*

norte-americanos de 10 anos ou uma média ponderada de títulos de 10 anos de países industrializados. Em muitos casos, os resultados foram pouco satisfatórios, com alguns autores encontrando uma relação positiva entre as referidas taxas de juros e os *spreads* de países emergentes e outros achando uma relação negativa ou até mesmo nenhuma relação.

Ao desconsiderar **DR**, que não faz parte da regressão, as correlações estatisticamente significantes entre as variáveis dependentes do modelo, todas ao nível de 0,01, considerado rígido, causam o fenômeno da multicolinearidade, conforme mencionado anteriormente.

A regressão, especificada na parte referente à metodologia, produziu os seguintes resultados, conforme tabela 3:

Tabela 3 – Estatísticas da Regressão

Variável Dependente: <b>I Int</b>		Método: Mínimos Quadrados		
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007		Observações incluídas: 253		
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	9.452939	0.959195	9.855077	0.0000
Rf	-0.522000	0.151804	-3.438641	0.0007
PR	0.023397	0.002116	11.05518	0.0000
$\hat{\epsilon}$	0.170625	0.085090	2.005225	0.0460
R-quadrado	0.715119	Média var. dependente		11.70182
R-quadrado Ajustado	0.711687	D.P. var. dependente		0.900459
Log Verossimilhança	-173.1192	Estatística-F		208.3497
Estat.Durbin-Watson	0.103750	Prob. (Estatística-F)		0.000000

Analisando puramente os resultados do modelo e desconsiderando eventuais problemas de estimação, observa-se que o valor de  $R^2$  ajustado foi significativamente alto, enquanto o valor-p ou “*Prob. (Estatística-F)*” tendeu a zero e a estatística-F mostrou-se bem alta. Em uma regressão não viesada, pode-se dizer que **Rf**, **PR** e  $\hat{\epsilon}$  explicam 71,17% das variações em **I Int**, ao passo que o termo de erro representa os 28,83% restantes.

Ao ponderar uma série histórica de taxas de retorno diárias de títulos públicos brasileiros pré-fixados para prazos próximos a 10 anos, verificou-se que, no ano de 2007, a contribuição média da taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos para a formação de preços daqueles papéis foi de 39,5%, ao passo que a taxa de risco-país contribuiu com 15,4%, o risco cambial com 24,5% e os demais riscos (domésticos e outros) com 20,6%.

O gráfico 4 abaixo mostra a evolução da contribuição diária dessas variáveis ao longo de 2007. Ressalte-se que esses dados representam simplesmente o valor relativo observado diariamente para cada variável, onde **DR** foi calculada de acordo com a equação 11 — não advindo, desse modo, de análises ou desenvolvimentos estatísticos, tais quais a decomposição de variância ou funções impulso-resposta, procedimentos estes adotados em um estágio posterior.

Se levarmos em conta que a contribuição média de **DR** em 2007 foi de aproximadamente 20,6%, conforme dados históricos, e que o termo de erro inclui problemas adicionais de especificação do modelo — e, por isso, deve ser naturalmente superior a **DR** — o resultado encontrado na regressão foi compatível com a análise empírica posteriormente exposta.

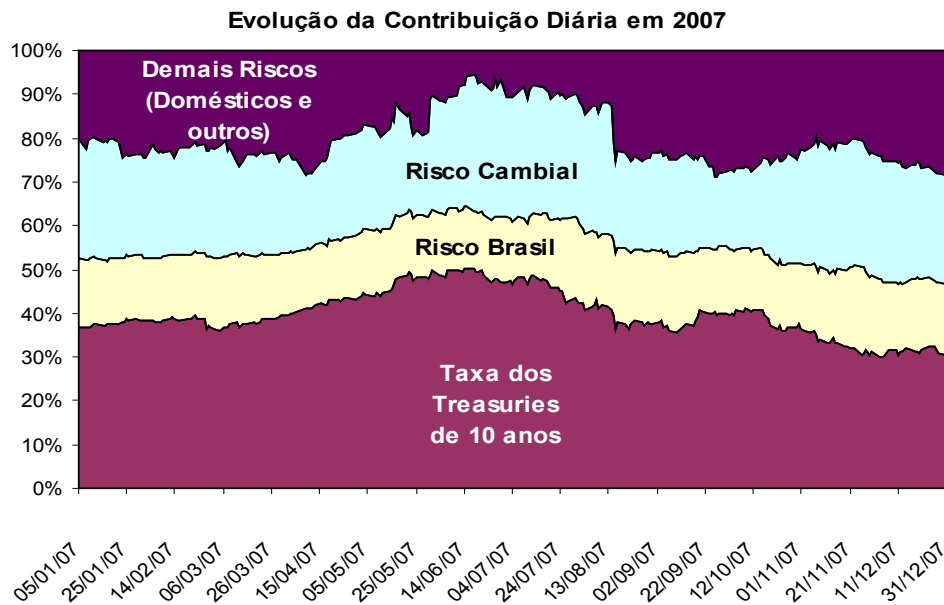


Gráfico 4 – Evolução da Contribuição Diária da Taxa dos Treasuries norte-americanos de 10 Anos, do Risco-país, Risco Cambial e Demais Riscos (Domésticos e outros) em 2007 para a Formação de Preços das NTN-Fs 2017

Fonte: Andima, Banco Central (2007)

Ao mesmo tempo, avaliando as variáveis independentes, verifica-se que **PR** apresentou o menor valor-p (coluna “*Prob.*”) e uma estatística-t mais significativa que as outras, o que sinaliza ser a mais importante a explicar variações em **I Int**. Apesar de seu coeficiente  $\beta$  (coluna “*Coefficiente*”) ter ficado próximo de zero, isso pôde ser considerado normal, pois o prêmio de risco é medido em pontos-base, que equivalem a 100 vezes a taxa.

Assim, a sensibilidade da variação do prêmio de risco-país em 1 ponto-base nas taxas das NTN-Fs é de 0,023397 pontos-base. Ou seja, a sensibilidade da variação de 1 ponto percentual é de 2,3397 pontos percentuais. Isso mostra que o risco-país tem uma forte contribuição para explicar a variação das NTN-Fs, o que foi confirmado pela matriz de correlação e, mais adiante, pelo teste de endogeneidade de Wald.

Este resultado faz sentido, pois os investidores estrangeiros são os grandes demandantes desses papéis, o que faz a parte mais longa da curva ser bastante sensível à aversão ao risco. Além disso, uma queda da taxa livre de risco é um dos possíveis fatores a causar uma alta do prêmio de risco-país, conforme se verificou na matriz de correlação (tabela 2), constatação essa compatível com um cenário de maiores incertezas. Neste sentido, a queda da taxa livre de risco seria compensada por um aumento do risco-país. Os coeficientes da regressão confirmam essa análise, na medida em que uma queda de 0,5220 p.p. em **Rf** tem a mesma influência que uma elevação de 2,3397 p.p. em **PR**, ambos aumentando as taxas das NTN-Fs em 1 p.p.

Por sua vez, cada aumento de 1 p.p. no risco cambial eleva em apenas 0,1706 p.p. as taxas das NTN-Fs. Essa baixa influência ou sensibilidade do câmbio, a menor em pontos percentuais entre as variáveis independentes, foi confirmada pelo Teste de Wald, discutido mais adiante.

Porém, ao isolar os efeitos de cada variável pela decomposição de variância, processo feito em uma etapa posterior deste artigo, o prêmio de risco-país foi a variável que menos afetou, individualmente, as taxas das NTN-Fs. Ou seja, ele explica bem as NTN-Fs em conjunto com as demais variáveis, mas quando isolamos seu efeito, o risco-país mostra-se pouco sensível. Isso demonstra que uma análise do risco-país, desconsiderando-se o contexto da taxa livre de risco e o risco cambial, pouco influencia as taxas das NTN-Fs.

Uma explicação para isso poderia ser a rigidez da política monetária do Banco Central, que, ao tomar decisões mais cautelosas e realizar movimentos mais suaves da taxa de juros básica, a SELIC — em

consonância com o conservadorismo que qualquer autoridade monetária em regimes de meta de inflação deve adotar — propicia um deslocamento parcialmente autônomo para a curva de juros futuros, com efeitos maiores nos prazos mais curtos.

Entretanto, como discutido anteriormente, a presença de multicolinearidade e autocorrelação residual entre as variáveis independentes pode ter levado a estimadores, de certa forma, viesados — o que é ratificado pela estatística de Durbin-Watson bem perto de zero, sinalizando autocorrelação positiva.

Assim, após esta análise preliminar da regressão, o primeiro procedimento adotado consistiu em testar se a variável dependente e as independentes aproximavam-se de uma distribuição normal — caracterizada pelo seu formato de sino e por ser unimodal e simétrica em relação à sua média. Para isso, foi realizado o Teste de Normalidade de Jarque-Bera. O passo seguinte examinou se a série é homocedástica, isto é, possui variância constante, ou heterocedástica. Com este objetivo, foi aplicado o Teste de Heterocedasticidade de White.

Em se tratando de uma regressão heterocedástica, recomenda-se utilizar o modelo ARCH ou GARCH. Segundo Gujarati (2006), o modelo ARCH — Heterocedasticidade Condicional Auto-regressiva — se aplica quando a variância do erro se relaciona ao quadrado dos termos de erro do período anterior, ao passo que o modelo GARCH — Heterocedasticidade Condicional Auto-regressiva Generalizada — é usado no caso em que a variância do erro se relaciona ao quadrado dos termos de erro de vários períodos passados.

Os modelos ARCH e GARCH, no entanto, não eliminam o problema de multicolinearidade. Uma alternativa para isso seria utilizar o modelo VAR — Vetores Auto-Regressivos ou VEC — “*Vector Error Correction*” ou Vetor de Erros Corrigido. O modelo VAR permite analisar, empiricamente, qual a participação de cada uma das variáveis no entendimento das alterações ocorridas nas demais (análise de decomposição da variância) ou mesmo a resposta de uma variável frente à ocorrência de um choque (ou inovação) em um outro elemento da regressão (análise das funções impulso-resposta). De acordo com Margarido (2004), o modelo VAR possibilita analisar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema.

Também se faz importante identificar a ordem de causalidade das variáveis no modelo, começando das mais importantes para as menos (ou vice-versa). Para tanto, existem dois testes: o de Causalidade de Granger, que determina a ordem dos efeitos, porém de duas em duas variáveis, e o Teste de Exogeneidade e Endogeneidade, também conhecido por *Block Exogeneity Wald Test*, que mostra a ordem de todas as variáveis no modelo ao mesmo tempo, da mais exógena para a mais endógena. Ou seja, este último teste define um ordenamento estatisticamente consistente, a partir da estatística Qui-Quadrado, das variáveis mais exógenas — que possuem os menores valores da estatística — para as mais endógenas.

Contudo, alguns pré-requisitos são necessários antes de estimar um modelo VAR, como a realização do teste de estacionariedade, para averiguar se uma série temporal apresenta média e variância dependentes do tempo e do teste de co-integração, objetivando capturar a possibilidade de existência de relações de longo prazo entre as variáveis, caso se revelem não estacionárias (PINHEIRO e AMIN, 2005).

Para verificar se a série é estacionária ou não, foi aplicado o Teste de Raiz Unitária ou ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Caso não seja estacionária, deve-se, ainda, fazer o Teste de Co-integração de Johansen. Se for estacionária, este teste é opcional, porém recomendável. Na hipótese de a série ser estacionária e não apresentar co-integração, pode-se utilizar o modelo VAR. Caso contrário, deve-se obter uma regressão livre dos respectivos efeitos, o que é possível através do modelo VEC.

Antes de realizar quaisquer testes estatísticos, deve-se verificar, inicialmente, a condição de normalidade das variáveis, conforme procedimentos definidos anteriormente. Com esta finalidade, o Teste de Jarque-Bera constatou que nenhuma variável é normal a 5%, ao passo que **Rf** e **PR** o são a 2%, **ê** possui normalidade a 1% e **I Int** não é estatisticamente normal, independente do nível de confiança. Este resultado já indica a necessidade de aperfeiçoamento do modelo, através de uma nova regressão não viesada.

Para tentar transformar o modelo em uma distribuição normal, a equação original foi decomposta em um modelo de logaritmo neperiano da variação diária, onde, para cada variável, calculou-se o valor de LN na data observada (**Do**) em relação à data imediatamente anterior (**D-1**), ou seja, LN (**Do / D-1**). Mesmo assim, o problema persistiu e, inclusive, a distribuição tornou-se mais distante de uma normal e estatisticamente menos significativa. O  $R^2$  ajustado caiu para 0,2867 e a estatística-F, para 34,6356, ao passo que o Teste de Jarque-Bera indicou que as variáveis não são normais a qualquer nível de confiança. No entanto, a autocorrelação residual foi eliminada, como indicou a estatística de Durbin-Watson, cujo valor (2,0890) ficou bem próximo a 2,0.

Voltando à regressão original, o Teste de White mostrou que a mesma é heterocedástica. A estatística-F foi de 17,8758, rejeitando-se  $H_0$ . Para tentar diagnosticar esse problema, a regressão foi transformada em um modelo ARCH-GARCH. Analisando os resultados, apenas o método GARCH corrigiu o problema, pois, no caso de ARCH, a hipótese nula de homocedasticidade foi aceita somente até o nível de 0,03%.

Ademais, em relação à regressão original, houve uma perda de poder explicativo, pois o  $R^2$  ajustado se reduziu para 0,6814 e a estatística-F sofreu considerável declínio. A variável independente  $\hat{\epsilon}$  tornou-se pouco significativa e a autocorrelação positiva não foi eliminada. Na tentativa de melhores resultados, rodou-se um modelo considerando apenas o efeito GARCH. Entretanto, a heterocedasticidade persistiu, haja vista que a hipótese nula foi rejeitada.

A seguir, realizou-se o Teste de Raiz Unitária ou ADF, onde se verificou que a variável dependente e as independentes são estacionárias no tempo, quando considerada a defasagem de um período, compatível com o Critério de Informação de Schwarz. A hipótese nula foi rejeitada para qualquer nível de significância, confirmada pela estatística-t que, em módulo, foi substancialmente superior a 2,572875 (10%) ou mesmo 3,456302 (1%).

Frente aos resultados obtidos, parece que o modelo VAR seria o mais adequado. Com vista a ratificar a estacionariedade das séries, ainda foi feito o Teste de Co-integração de Johansen, adotando-se um nível de significância de 1%, considerado rígido, além de um *lag* (defasagem) de um a dois dias úteis, critério similar ao adotado no Teste de Raiz Unitária. A hipótese nula leva em conta a não existência de co-integração e deve ser aceita pelas estatísticas de Traço e de Máximo Valor. A primeira apresentou um valor-p de 0,0317 e a segunda, de 0,1643; portanto,  $H_0$  não pôde ser rejeitada. Desta forma, o modelo VAR foi o escolhido e, então, aplicou-se o Teste de Exogeneidade de Wald (tabela 4), que identificou o ordenamento, da variável mais exógena para a mais endógena, que o modelo VAR deve seguir.

O objetivo deste modelo é gerar a tabela de decomposição de variância e as funções impulso-resposta. A primeira mostra, para um número de períodos selecionados, as variáveis que afetam de maneira mais expressiva, em cada período, a mais endógena — que, em teoria, deve ser a dependente (**I Int**). Por sua vez, as funções impulso-resposta indicam por quanto tempo perdura o efeito de cada variável independente sobre a dependente, após o choque inicial, e a partir de quando o respectivo efeito começa a cessar ou se dissipar. Este procedimento, na prática, “isola” o problema da multicolinearidade.

Tabela 4 – Teste de Wald

VAR - Causalidade Granger / Teste de Exogeneidade de Wald  
 Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007  
 Observações incluídas: 251

	$\hat{\epsilon}$	Rf	PR	I Int
Excluída	Qui-Qd	Qui-Qd	Qui-Qd	Qui-Qd
I Int	0.119266	3.808296	0.639948	---
Rf	0.305135	---	3.604939	0.982192
PR	0.415228	0.293189	---	0.828520
$\hat{\epsilon}$	---	1.285937	13.19813	20.28671
<b>Todas</b>	<b>1.080188</b>	<b>6.282776</b>	<b>17.55975</b>	<b>26.15843</b>
Prob.	0.9824	0.3923	0.0074	0.0002

A estatística que aparece na penúltima linha da tabela (*Todas*) é a da significância conjunta de todas as outras variáveis endógenas defasadas. Da mesma forma, o valor-p, na última linha, indica o grau de endogeneidade da variável. Quanto mais próximo de zero, mais endógena a variável. Note que a soma dos efeitos conjuntos é menor do que a soma total. Isso acontece porque o componente do termo de erro não aparece na tabela.

Segundo Camuri (2005), uma vez que as inferências obtidas pela decomposição da variância e pelas funções impulso-resposta mostram-se muito sensíveis à ordenação das variáveis no VAR, o Teste de Wald serve para definir um ordenamento estatisticamente consistente. Pelo teste, tem-se a seguinte ordenação: risco cambial ( $\hat{\epsilon}$ ); taxa livre de risco dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos (**Rf**); prêmio de risco-país (**PR**); e taxa interna de juros das NTN-Fs 2017 (**I Int**). Dessa forma, a especificação do modelo está correta, onde a variável dependente (**I Int**) foi a mais endógena. Então, oscilações em **I Int** são, de fato, explicadas por variações conjuntas, por ordem decrescente de importância, em **PR**, **Rf** e  $\hat{\epsilon}$ .

A variável de menor importância, em termos determinísticos, para as NTN-Fs 2017 foi o risco cambial, o que pode ser explicado por um amadurecimento do sistema de câmbio flexível, além dos sólidos fundamentos externos da economia brasileira e um elevado volume de reservas internacionais. Já o prêmio de risco-país foi o mais relevante, mostrando o papel dos investidores estrangeiros para a formação de preços de títulos de longo prazo no Brasil.

Complementando o Teste de Wald, efetuou-se o Teste de Causalidade de Granger com duas defasagens ou *lags*, cujos resultados são apresentados na tabela 5. Cada defasagem representa o período de um dia útil.

Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger

Testes de Causalidade de Granger em Pares Defasagens: 2	Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007		
Hipóteses Nulas:	Obs	Estatística-F	Probabilidade
<b>Rf</b> não causa <b>I Int</b> no sentido de Granger	251	0.51658	0.59720
<b>I Int</b> não causa <b>Rf</b> no sentido de Granger		2.48013	0.08582
<b>PR</b> não causa <b>I Int</b> no sentido de Granger	251	2.74102	0.06648
<b>I Int</b> não causa <b>PR</b> no sentido de Granger		0.79704	0.45182
$\hat{\epsilon}$ não causa <b>I Int</b> no sentido de Granger	251	11.7465	0.00001
<b>I Int</b> não causa $\hat{\epsilon}$ no sentido de Granger		0.00492	0.99509
<b>PR</b> não causa <b>Rf</b> no sentido de Granger	251	0.53574	0.58592
<b>Rf</b> não causa <b>PR</b> no sentido de Granger		1.62039	0.19992
$\hat{\epsilon}$ não causa <b>Rf</b> no sentido de Granger	251	0.92228	0.39898
<b>Rf</b> não causa $\hat{\epsilon}$ no sentido de Granger		0.26922	0.76420
$\hat{\epsilon}$ não causa <b>PR</b> no sentido de Granger	251	6.16113	0.00245
<b>PR</b> não causa $\hat{\epsilon}$ no sentido de Granger		0.30432	0.73790

A hipótese nula, neste teste, afirma que “X não causa Y no sentido de Granger”. Para haver uma relação causal,  $H_0$  deve ser rejeitada, o que acontece quando a probabilidade for inferior a 0,10. Analisando a relação entre a taxa de juros das NTN-Fs 2017 (**I Int**) e a taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos (**Rf**), o teste concluiu que **I Int** causou **Rf**, mas a recíproca não foi verdadeira. Em situações de maior volatilidade internacional, como ocorreu em 2007, os investidores externos primeiro vendem os papéis de países emergentes para depois comprarem os *Treasuries* norte-americanos. Ou seja, o efeito em **I Int** vem antes do que em **Rf**. Na prática, a maior aversão ao risco foi o evento-chave que influenciou tanto **Rf** quanto **I Int**.

As ordens de causalidade apuradas entre as outras variáveis independentes e a dependente foram totalmente condizentes com a especificação do modelo, onde os prêmios de risco país (**PR**) e cambial (**ê**) determinaram **I Int**. Nota-se também uma forte relação entre **ê** e **PR** e, ao nível de 20%, entre **Rf** e **PR**, corroborando a existência de multicolinearidade.

O próximo passo deste trabalho consistiu em averiguar o impacto nas taxas das NTN-Fs 2017 em decorrência de alterações ocorridas na própria variável dependente e nas independentes, em até dez períodos (dias úteis) após o choque inicial. A decomposição de variância pode ser feita para as variáveis uma a uma, onde são apurados os efeitos das demais sobre cada uma individualmente. Entretanto, neste caso, foi abordado apenas o efeito sofrido pela variável dependente (**I Int**), foco do estudo. O instrumento utilizado foi a decomposição de variância do modelo VAR, cuja principal vantagem é a de eliminar o problema da multicolinearidade, ao isolar o efeito entre si das variáveis. A tabela 6 sumariza os resultados.

Tabela 6 – Decomposição de Variância

Decomposição de Variância de I Int:					
Período	Erro Padrão	I Int	Rf	PR	ê
1	0.124911	100.0000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.167694	98.30526 (1.35230)	0.000280 (0.33671)	0.047004 (0.37884)	1.647456 (1.24318)
3	0.199766	98.63779 (1.30498)	0.019541 (0.43715)	0.038080 (0.40823)	1.304588 (1.15126)
4	0.226059	98.83782 (1.22463)	0.112833 (0.58985)	0.030497 (0.44096)	1.018848 (0.97006)
5	0.248689	98.75094 (1.26537)	0.278001 (0.81791)	0.032939 (0.49697)	0.938125 (0.79672)
6	0.268890	98.32206 (1.57722)	0.508235 (1.11561)	0.045285 (0.58554)	1.124417 (0.88310)
7	0.287404	97.54883 (2.14955)	0.792693 (1.46575)	0.065031 (0.70163)	1.593446 (1.33250)
8	0.304719	96.45181 (2.89786)	1.119522 (1.85208)	0.089413 (0.83649)	2.339256 (2.00230)
9	0.321173	95.06404 (3.75239)	1.477282 (2.26059)	0.115888 (0.98183)	3.342786 (2.79089)
10	0.337002	93.42503 (4.66435)	1.855410 (2.67999)	0.142357 (1.13143)	4.577205 (3.64649)

Ordenamento de Cholesky: I Int Rf PR ê Erros-Padrão: Monte Carlo (10000 repetições)

Os valores da segunda coluna referem-se ao erro-padrão conjunto de todas as variáveis sobre **I Int** para o respectivo período. Como se percebe, este erro é gradualmente crescente com o tempo. Em cada período, e para cada variável, o primeiro número está relacionado à magnitude do impacto, comparativamente às outras variáveis (totalizando 100), e a estatística logo abaixo (entre parênteses) indica o erro-padrão.

O efeito defasado das taxas das NTN-Fs 2017 sobre si manteve-se relativamente estável e perto de 100 até o sexto período, e decresceu com mais força a partir do sétimo. Desse modo, uma mudança nos prêmios presentes de liquidez embutidos nas NTN-Fs afetou, de maneira consistente, as taxas praticadas no futuro, principalmente no curtíssimo prazo, efeito esse que se dissipou mais rapidamente após duas semanas.

O risco cambial, embora tenha sido a variável de menor endogeneidade, mostrou-se, a curtíssimo prazo, a mais sensível, em termos de variância (ou volatilidade), a uma alteração nas perspectivas de cenários — efeito esse que foi mais intenso no segundo dia e reduziu-se fortemente nos dias seguintes, voltando a se intensificar apenas a partir do sexto dia útil.



Também foi possível constatar que **PR**, isoladamente, pouco afeta **I Int**. Neste sentido, e sopesando o seu caráter altamente endógeno, o impacto de uma oscilação de **PR** sobre as NTN-Fs foi relativamente modesto quando levado em conta separadamente, todavia relevante no contexto do conjunto e dinâmica das variáveis. A taxa livre de risco, por sua vez, pouco influenciou **I Int** entre o segundo e o quarto dia útil, ao retirar possíveis efeitos colineares. No entanto, a partir do quinto dia útil, tal efeito foi crescente.

Complementando a análise de variância, as funções impulso-resposta mostram, adiante no gráfico 5, a reação da variável dependente face a algum choque ocorrido em outro elemento da regressão ao longo de um período de 21 dias úteis ou aproximadamente um mês.

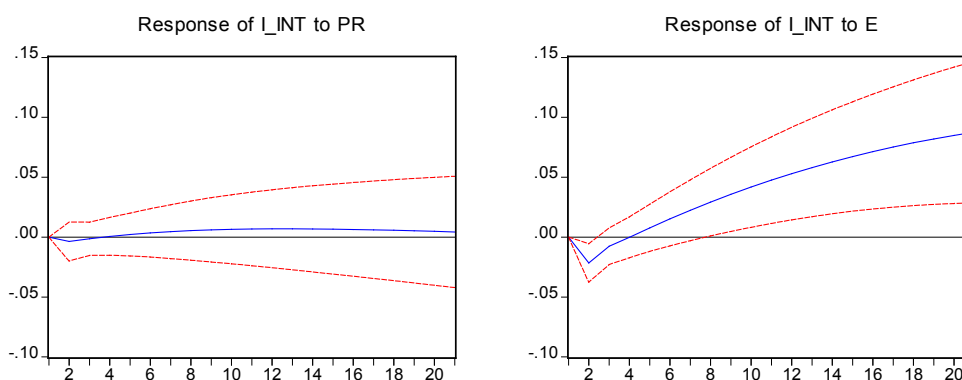
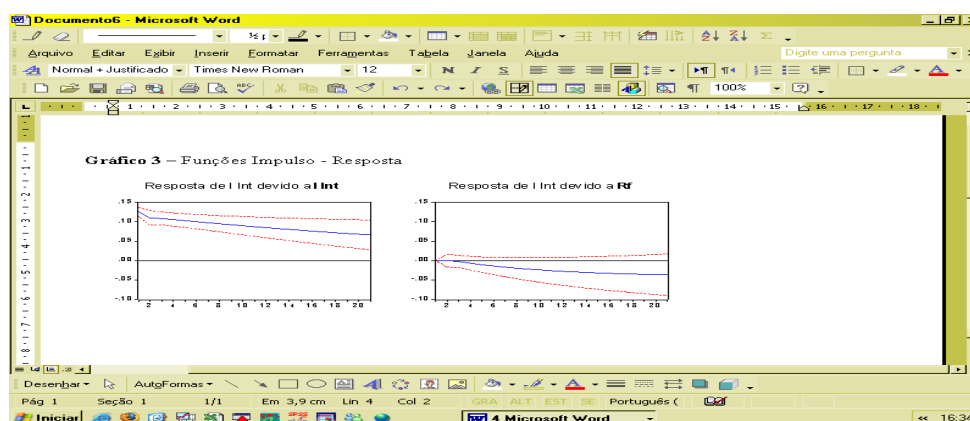


Gráfico 5 – Funções Impulso - Resposta

A linha do meio representa o impacto central de um choque ou inovação da variável independente ou da dependente defasada sobre a dependente contemporânea. Já as linhas extremas pontilhadas são os desvios-padrão (dois para cima e dois para baixo) e denotam, na prática, seu nível de volatilidade. Quanto mais estas linhas se afastarem da central, mais duradouro e cumulativo o impacto e maior o tempo necessário para que o mesmo se dilua.

É interessante notar que o impacto inicial do risco cambial sobre a variável dependente foi em sentido inverso. Entretanto, esse efeito logo desapareceu, tornando-se positivo e crescente após uma semana — a partir de quando tanto a linha principal quanto o desvio-padrão aumentaram de forma mais expressiva. A linha central tem um formato côncavo suavizado, sinalizando que a volatilidade cambial defasada se estabilizou em um patamar alto.

De início notou-se, na verdade, um movimento de *overshooting* do real frente ao dólar. Ou seja, pelo fato de o Brasil ter bons fundamentos e uma taxa de juros real bastante atrativa, o efeito primário foi no sentido de queda do dólar para, somente após uma semana, a moeda brasileira se alinhar com o cenário de maior aversão global ao risco. Isto comprova que não houve uma causalidade positiva imediata entre risco cambial e taxas das NTN-Fs.

Uma das razões para isto é que os agentes financeiros não alteram suas projeções de médio e longo prazos logo em seguida a alguma oscilação que não considerem ter um caráter mais permanente. Deste modo, existe uma certa defasagem entre a ocorrência do movimento inicial e a percepção de alguma modificação no risco cambial. Mesmo assim, só foi possível visualizar esse efeito ao imaginar o risco cambial defasado como variável autônoma, isto é, não contextualizada com o prêmio de risco-país e o movimento de fuga para a qualidade.

Já o prêmio de risco-país, confirmando o resultado obtido na análise de variância, permaneceu com um impacto restrito e relativamente estável ao longo dos 21 períodos, embora seu comportamento não tenha sido homogêneo, haja vista o desvio-padrão crescente com o passar do tempo. Percebe-se, dessa forma, que o desvio-padrão foi condizente com o alto grau de endogeneidade da taxa de risco-país no modelo.

Por sua vez, e como uma importante contribuição deste estudo, verificou-se que choques na taxa livre de risco afetaram as NTN-Fs de forma moderada e em sinal contrário. Ou seja, uma variação positiva na taxa livre de risco ocasionou uma variação negativa na taxa de juros (retorno) das NTN-Fs. Esta evidência, pelo menos para o ano de 2007, contradiz a expectativa inicial, na qual o retorno de um ativo seria função crescente do ativo livre de risco.

Finalmente, as NTN-Fs tiveram um impacto defasado bem expressivo, porém decrescente, sobre elas mesmas ao longo dos períodos analisados, reforçando as conclusões extraídas através da análise de variância. Ademais, não se notou o mesmo padrão de acomodação do choque inicial observado nas outras variáveis, em que a inclinação das curvas foi se suavizando mais rapidamente. Tal comportamento de “**I Int** defasada” pode ser entendido como uma continuidade de interpretações e reinterpretações dos agentes financeiros a eventos ou notícias que tenham causado algum tipo de choque nas taxas em algum intervalo de tempo anterior — motivando ajustes contínuos de posições com o decorrer do tempo.

Visto isso, e independente do impacto diferenciado de cada variável explicativa sobre **I Int**, faz-se importante notar que o desvio-padrão, para todas elas, mostrou-se, em maior ou menor grau, ascendente com o tempo. Este fenômeno deixa claro que, mesmo para as variáveis onde choques iniciais tiveram pouco impacto final sobre a variável dependente, a volatilidade sempre esteve presente — característica essa comum em se tratando de variantes financeiras. A maior incerteza, resultante de mercados mais voláteis, sem dúvida foi outro fator a adicionar prêmios de risco ao modelo.

## 5. CONCLUSÃO

A partir de 2004, a rápida queda da inflação, apreciação da moeda nacional e superávit fiscal ascendente, juntamente com um forte fluxo financeiro e comercial para o país, tornaram possível ao Tesouro Nacional colocar em prática um extenso programa de alongamento e melhora do perfil da dívida pública federal. Este programa consistiu na substituição de títulos pós por pré-fixados e indexados a índices de preços, culminando, em janeiro de 2007, com o lançamento do papel pré-fixado mais longo da história brasileira, com prazo de vencimento em 10 anos — a NTN-F 2017.

Neste contexto, este trabalho procurou mostrar, embasado no modelo de paridade coberta de juros ajustada aos riscos-país e demais riscos domésticos, qual foi a influência da taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos, do risco-país, risco cambial e demais riscos na formação das taxas de retorno diárias das NTN-Fs 2017 em seu primeiro ano de negociação no mercado secundário brasileiro de títulos públicos federais.

Os resultados obtidos permitiram que se chegassem a algumas importantes conclusões. Em virtude da presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes, utilizou-se o modelo VAR — o qual tornou possível concluir que a taxa de juros das NTN-Fs 2017 foi a variável mais endógena e, dessa forma, suas

variações foram explicadas, com alto grau de relevância, por oscilações no prêmio de risco-país, seguido pela taxa livre de risco e, com menor importância, por alterações no risco cambial.

Esta última evidência, inclusive — ao se constatar que o risco cambial foi a variável menos endógena —, mostrou o amadurecimento do regime de câmbio flutuante, onde, mesmo em um ambiente internacional mais volátil, o elevado volume de reservas e os fluxos comercial e financeiro amorteceram eventuais pressões baixistas sobre a moeda brasileira. Assim, ainda que, comprovadamente, tenha existido um efeito defasado do risco cambial sobre a taxa de juros das NTN-Fs 2017, esse impacto foi bem menos relevante do que o das outras variáveis independentes.

Pôde-se verificar, também, que o prêmio de risco-país foi a variável de maior importância em termos de endogeneidade, depois da variável dependente, e apresentou um impacto defasado constante e altamente volátil ao longo do tempo sobre a taxa das NTN-Fs 2017. Tendo em vista que as respectivas NTN-Fs, por sua característica de longo prazo, tinham como principal comprador os investidores estrangeiros, é natural que o prêmio de risco-país — que mede o grau de aversão ao risco dos referidos investidores — fosse a componente de maior influência na formação de preços desses papéis.

Já a taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos teve um grau de endogeneidade medianamente relevante em termos explicativos, além de seus impactos defasados sobre as NTN-Fs terem sido moderados. Na medida em que a taxa livre de risco foi um canalizador de recursos externos em momentos de fuga para a qualidade durante o ano de 2007, observou-se uma correlação forte — porém inversa — entre as taxas das NTN-Fs no mercado secundário brasileiro (que embutem um prêmio de liquidez sobre o DI futuro correspondente) e a taxa dos *Treasuries* norte-americanos de 10 anos. Isto fez esta última variável ter uma contribuição decrescente para a formação de taxas dos títulos brasileiros de longo prazo no segundo semestre de 2007, como pôde se notar no gráfico 4, o que explica seu impacto relativamente baixo.

A evidência de uma correlação negativa entre as taxas de juros de títulos públicos brasileiros de longo prazo e a taxa livre de risco — mesmo considerando o período amostral de apenas um ano — foi uma das conclusões mais importantes deste trabalho ao permitir uma reflexão sobre a expectativa inicial de que haveria uma relação positiva entre a taxa livre de risco e o retorno de um ativo.

Em uma conjuntura futura de menores riscos globais e domésticos, em que o Tesouro Nacional venha a re-lançar as NTN-Fs de 10 anos, sugere-se que novos estudos sejam feitos a partir de uma base de dados históricos mais ampla, com vistas a complementar os resultados do modelo de paridade coberta ajustada.

Finalmente, em um estágio posterior, no qual o processo de alongamento da dívida pública federal tenha se consolidado, estudos mais sofisticados são passíveis de desenvolvimento — comparando os processos de lançamento e evolução de títulos de prazos distintos e as respectivas conjunturas de risco inerentes aos contextos doméstico e internacional nas diferentes épocas.

## REFERÊNCIAS

ANDIMA — **Associação Nacional das Instituições de Mercado Aberto**. Disponível em: <http://www.andima.com.br>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central, Dezembro de 2007. Disponível em: <http://www.bacen.gov.br/ftp/histbole/Bol200712p.pdf>. Acesso em 3 de janeiro de 2008.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. **Risco País, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC**. Revista de Economia da ANPEC, v. 9, n. 1. p. 63-113, 2008.

BM&F Bovespa — **Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros**. Mercados BM&F. Disponível em: <http://www.bmf.com.br/portal/pages/boletim1/resumoEstatistico.asp>. Acesso em 03 de outubro de 2007

CAMURI, P. A. **Dívida Pública, Política Fiscal e Restrição Externa no Brasil: 1994-2004**. X Prêmio Tesouro Nacional, Belo Horizonte, 2005.

EITEMAN, D. K; STONEHILL, A. I.; MOFFETT, M. H. **Administração financeira internacional**. 9ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2002.

GUJARATI, D. M. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HARTELIUS, K.; KASHIWASE, K.; KODRES, L. E. Emerging Market Spread Compression: Is it Real or is it Liquidity? IMF Working Paper, Número 08/10, 2008.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional – Teoria e Política**. Tradução de Celina M. R. Laranjeira. 5ª ed. São Paulo: Makron Books, 2001.

MARGARIDO, M. A. Teste de Co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Agric. São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p.87-101, 2004.

MODENESI, A. M. **Regimes Monetários**. São Paulo: Manole, 2004.

PINHEIRO, A. M. e AMIN, M. M. **Fluxos de capitais e componentes macroeconômicos: análise de interrelações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR)**. XXXIII de Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Rio Grande do Norte, 2005

## The Determinants of Brazilian Interest Rates for Government Bonds

### Abstract

This study aims to verify statistically, through the utilization of an interest rate covered parity model adjusted to the country-risk and other risks, what are the external determinants of daily Brazilian domestic interest rates for long-term public fixed income securities — in this case, the so-called National Treasury Notes – Series F (NTN-Fs) with maturity in 2017. The dependent variable was defined as being the yield-to-maturity of the respective NTN-Fs, whereas the independent variables were the risk-free rates of the US 10-year Treasuries, the Brazilian country-risk and the exchange rate risk. Given that the independent variables have strong multicollinearity, we opted for using a VAR model and, based on it, obtain the endogeneity degree of each variable. The main VAR model tools — which are the variance decomposition and the impulse-response functions — allowed us to make important conclusions about the delayed impacts of variations or shocks occurred in the independent variables over the analyzed NTN-Fs interest rates. The results proved that NTN-Fs interest rate is the most endogenous variable of the model, and the exchange rate risk is the least endogenous one. The most important conclusion was the evidence that there was a negative correlation between the risk-free rate of the US 10-year Treasuries and Brazilian long-run securities interest rates in 2007, opposing the previous expectation that there would be a positive relation between these variables.

**Key-words:** Adjusted Interest Rate Covered Parity; NTN-F; U.S. Treasuries; Risk-free Rate; Country-risk; Exchange Rate Risk; VAR Model.