4
Resultados

Analisando-se puramente a série histórica diária de retornos até o vencimento das NTN-Fs 2017 para todo o ano de 2007, antes de rodar a regressão do modelo proposto e suas matrizes de correlação, foi possível chegar a algumas importantes constatações, considerando a influência individual (ou em conjunto) de **DR** e das variáveis independentes. Estas constatações estão sintetizadas na tabela adiante, que mostra as contribuições individuais de cada variável para a formação de preços das NTN-Fs em períodos quinzenais. Os dados diários encontram-se disponíveis no apêndice 3.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 2 – Contribuições de **DR** e das Variáveis Independentes em Períodos Quinzenais para a Formação de Preços das NTN-Fs 2017 durante o Ano de 2007

Data	Rf	PR	è	DR
05/01/07 a 15/01/07	37,0%	15,4%	26,9%	20,6%
16/01/07 a 31/01/07	38,0%	14,8%	24,7%	22,6%
01/02/07 a 15/02/07	38,3%	14,6%	23,8%	23,3%
16/02/07 a 28/02/07	38,4%	15,1%	24,5%	22,0%
01/03/07 a 15/03/07	37,0%	16,0%	23,8%	23,1%
16/03/07 a 30/03/07	38,5%	14,8%	22,9%	23,8%
02/04/07 a 13/04/07	40,7%	13,8%	19,2%	26,3%
16/04/07 a 30/04/07	42,9%	13,8%	21,8%	21,5%
02/05/07 a 15/05/07	44,5%	14,6%	23,2%	17,7%
16/05/07 a 31/05/07	48,2%	14,2%	21,5%	16,1%
01/06/07 a 15/06/07	**50,3%**	14,0%	26,8%	9,7%
18/06/07 a 29/06/07	48,4%	**13,3%**	**31,4%**	**5,7%**
02/07/07 a 13/07/07	47,6%	14,1%	28,6%	9,7%
16/07/07 a 31/07/07	45,2%	16,7%	28,3%	9,8%
01/08/07 a 15/08/07	41,5%	16,8%	28,2%	13,5%
16/08/07 a 31/08/07	37,5%	16,8%	21,3%	24,3%
03/09/07 a 14/09/07	36,9%	16,8%	22,4%	23,9%
17/09/07 a 28/09/07	39,4%	15,1%	**16,5%**	**28,8%**
01/10/07 a 15/10/07	40,3%	14,4%	18,2%	27,2%
16/10/07 a 31/10/07	37,8%	14,5%	23,0%	24,7%
01/11/07 a 15/11/07	34,6%	15,6%	28,1%	21,7%
16/11/07 a 30/11/07	31,7%	**20,2%**	28,7%	21,4%
03/12/07 a 14/12/07	**29,9%**	16,1%	27,4%	25,5%
17/12/07 a 31/12/07	31,5%	16,1%	25,6%	26,9%

Fonte: Andima, Banco Central, Bloomberg e Broadcast

OBS.: As células hachuradas em cinza mostram os valores mínimos atingidos por cada variável em 2007, enquanto as hachuradas em preto, os valores máximos. Para cada quinzena foram calculados os valores médios alcançados pelas respectivas variáveis, exceto quando a quinzena incluísse o valor máximo ou mínimo do ano. Nesse caso, foram escolhidos os valores extremos, quais sejam, máximo ou mínimo, respectivamente. Assim, a soma não totalizará, obrigatoriamente, 100%, ao contrário do que se observa no apêndice 3, onde os dados são diários.

Em meados de junho (entre os dias 14 e 27), a contribuição dos *Treasurie*s de 10 anos para a formação de preço das NTN-Fs 2017 atingiu seu percentual máximo, com 50,3%, ao passo que a taxa de risco-país e os demais riscos (com foco naqueles domésticos) apresentaram seu percentual mínimo, com 13,3% e 5,7%, respectivamente. Este período coincidiu com a época de maior otimismo dos economistas pesquisados semanalmente pelo BACEN acerca da taxa SELIC de fechamento para 2007 e 2008, cujas estimativas medianas, divulgadas pela pesquisa FOCUS, eram de 10,75% e 9,75% ao ano, respectivamente, para uma taxa vigente de 12% ao ano naquele momento. Ou seja, vislumbrava-se que, ao final de 2008, pela primeira vez na história do país, a taxa SELIC seria de apenas um dígito.

Contudo, uma variável destoava das demais — a expectativa de variação cambial, cuja participação foi a maior da série para 2007: 31,4%. Este fato pode ser explicado pela razão de que o país, naquela época, ainda não tinha atingido a classificação de *Investment Grade* e, dessa forma, o risco cambial constituía-se uma variável de bastante peso — tendo em vista que muitos fundos estrangeiros não têm liberdade para aplicar em países sem a denominada classificação, o que reduz as perspectivas futuras de fluxo financeiro.

Realizando uma simples simulação, na qual admite-se, por hipótese, que a obtenção do Grau de Investimento em junho de 2007 (quando o país estava apenas a uma nota desta classificação) significaria uma diminuição do risco cambial para o menor patamar do ano, atingido ao final de setembro, quando teve participação de 16,5% na formação de preços das NTN-Fs 2017, a taxa destes papéis poderia ter recuado, de imediato, de 10,28%, em 18 de junho, para 9,00% ao ano — uma queda de 128 *basis-points* ou 12,5%.

Neste contexto, a participação dos *Treasuries* de 10 anos aumentaria de 50% para 57%, enquanto os indicadores de risco (país, cambial e demais riscos) teriam sua participação reduzida para 43%, o que é uma tendência natural de países que atingem o Grau de Investimento, considerando-se um ambiente externo de baixa volatilidade e ausência de crises sistêmica ou de confiança.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Em agosto de 2007, eclodiu nos EUA a chamada “crise do mercado de hipotecas *subprime*”. Este mercado é caracterizado por empréstimos imobiliários a pessoas físicas de baixa renda, onde o risco de crédito é alto e nos quais a prestação nos dois primeiros anos é fixa, porém depois é periodicamente reajustada a uma taxa de juros mais elevada. Entre 2002 e 2004, época em que a taxa de juros nos EUA foi consecutivamente reduzida até alcançar 1% ao ano, diversas empresas hipotecárias — tendo em vista a fraca legislação norte-americana neste setor — concederam empréstimos *subprime* com pouca preocupação na mensuração do risco de crédito dos mutuários, onde a garantia era o próprio imóvel financiado.

Muitas destas empresas securitizavam suas dívidas, vendendo-as para bancos de investimento, que as mantinham em carteira ou repassavam para clientes em busca de taxas de retorno maiores. No entanto, em 2007 o preço dos imóveis nos EUA entrou em um processo de acentuado declínio, onde as garantias perderam expressivo valor e os mutuários, em face de dívidas superiores ao valor de seus bens, tornaram-se inadimplentes. Este processo, a partir de agosto, começou a afetar negativamente o mercado de crédito e o setor financeiro como um todo, após surgirem as primeiras notícias de dificuldades financeiras de alguns fundos europeus e norte-americanos, que eram administrados por renomados bancos de investimentos.

Essa crise obrigou o FED (Banco Central norte-americano) a promover consecutivas reduções na taxa básica de juros a partir de setembro de 2007. A taxa passou de 5,25% ao ano naquele mês para 4,25% ao ano ao final de dezembro. Este movimento teve como conseqüência um enfraquecimento do dólar no mercado internacional, levando a uma súbita e consistente valorização do euro, do petróleo e de outras *commodities* metálicas e agrícolas, já que os preços destas *commodities* são cotados em dólares, e estes preços tiveram que se ajustar, via Paridade do Poder de Compra, a um dólar mais fraco. Fora isso, houve um substancial aumento da volatilidade nos mercados financeiros internacionais, afetando negativamente os países emergentes.

No Brasil, esta crise coincidiu com pressões inflacionárias mais intensas, provenientes dos preços de alimentos e combustíveis, em especial matérias primas brutas. A inflação corrente superior ao esperado elevou as expectativas futuras, o que, juntamente com a maior volatilidade do cenário financeiro internacional, fez com que os demais riscos (predominantemente domésticos) apresentassem, no final de setembro de 2007, seu maior peso, naquele ano, para a formação de preços das NTN-Fs 2017: 28,8%.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Entretanto, a solidez dos fundamentos internos, em particular no referente ao elevado volume de reservas internacionais e perspectivas de manutenção de robustos superávits comerciais e do Balanço de Pagamentos, fez com que as agências de *Rating* não alterassem os prognósticos para uma possível concessão do Grau de Investimento ao Brasil. Este fato levou o risco cambial a apresentar, no final de setembro de 2007, sua menor participação do ano na formação de preços das NTN-Fs 2017: somente 16,5%.

Entre novembro e dezembro de 2007, o agravamento da crise das hipotecas *subprime*, devido à elevação da inadimplência de mutuários e diminuição da disponibilidade internacional de crédito, aumentou os *spreads* globais de risco e, conseqüentemente, as taxas de risco-país dos mercados emergentes. Neste contexto, entre a última semana de novembro e a primeira de dezembro, a contribuição do risco-país brasileiro na formação de preços das NTN-Fs 2017 foi a mais alta do ano — 20,2% —, enquanto os *Treasuries* de 10 anos tiveram sua menor participação do ano — 29,9%, até mesmo em função das consecutivas reduções de juros promovidas pelo FED.

Uma abordagem da interrelação entre aversão global ao risco e componente externo da taxa de risco-país pode ser encontrada em Klötzle *et alli* (2008). Os autores mencionam que o risco externo inclui todos os fatores globais, que são representados, principalmente, pela taxa livre de risco, pelos efeitos-contágio de crises financeiras e pelo grau de aversão a risco do investidor internacional.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

4.1.
Resultados das matrizes de correlação

Inicialmente, o estudo foi separado em matrizes de correlação anual e semestrais, onde 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**) —, buscando verificar o efeito isolado de cada variável sobre as demais e, assim, apurar a evidência dos resultados acima observados. Com este mesmo intuito, a análise também foi dividida em primeiro semestre de 2007 (predominância dos fundamentos domésticos) e segundo semestre de 2007 (predominância da maior volatilidade do cenário externo, devido ao agravamento da crise das hipotecas *subprime* nos EUA).

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**, apesar de calculada via diferencial, tem fundamental importância na determinação de **I Int**, pois sua média é significativamente diferente de zero.

Ademais, a análise da interrelação entre as variáveis dependente e independentes permitirá observar a presença de problemas na estimação da regressão, que gerem um coeficiente de determinação viesadamente alto — em especial a multicolinearidade entre as variáveis e a existência de autocorrelação residual —, o que deverá ser detectado através de testes específicos e corrigido por meio de uma nova regressão não viesada, a ser gerada pelo *software* estatístico utilizado.

Os resultados das matrizes de correlação encontram-se adiante.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 3 – Matriz de Correlação para 2007

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

** Correlação é significante ao nível de 0,01 (bi-caudal)
OBS.: Significância obtida pelo *software* estatístico SPSS 13.0

No ano de 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. Este resultado é explicado pelo fato de os investidores estrangeiros serem os maiores compradores destes papéis de longo prazo, proporcionando liquidez tanto para os referidos títulos como para o mercado de DI futuro de longo prazo.

Contudo, tendo em vista que o prêmio de risco-país foi o que teve menor participação média na formação das taxas das NTN-Fs 2017 para o período analisado, com apenas 15,4%, uma variação brusca de **PR** ocasionou mudanças de pouca magnitude nas taxas destes títulos. Esta evidência faz sentido, na medida em que os investidores estrangeiros normalmente adquirem esses

papéis para carregar em suas carteiras, e, assim, em um momento de maior volatilidade, tais títulos seriam um dos últimos ativos a serem vendidos.

Os demais riscos, em especial domésticos (**DR**), também mostraram uma correlação significativa com a taxa dos papéis (**I Int**) — o que é coerente, pois uma alteração nas perspectivas de política monetária futura ou algum outro fator que leve a um considerável aumento da volatilidade interna tendem a causar expressiva variação na taxa das NTN-Fs. Como a participação média de **DR** para a formação de preços dos títulos foi de 20,6%, o impacto final nas taxas foi bastante relevante.

O risco cambial (**ê**), por sua vez, teve uma correlação apenas mediana com **I Int**, sinalizando que movimentos mais acentuados nas expectativas futuras de variação do real frente ao dólar não foram acompanhados de oscilações proporcionais nas taxas das NTN-Fs. Haja vista que esses títulos normalmente são mantidos em carteira com a função de investimento a longo prazo, mudanças pontuais nas expectativas cambiais, que não sejam percebidas pelos agentes econômicos como duradouras, têm impacto de menor intensidade nas taxas das NTN-Fs. Assim, mesmo contribuindo, em média, com 24,5% para a constituição de preços dos papéis, seu impacto final não foi dos mais significativos.

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

Ressalte-se que, dada a contribuição média de 39,5% das taxas dos *Treasuries* de 10 anos para a formação de preços das NTN-Fs, as fortes oscilações do mercado internacional em 2007, especialmente após o início da crise do mercado de hipotecas *subprime* nos EUA, tiveram considerável impacto nas taxas dos respectivos títulos brasileiros. Este fato demonstra que, em momentos de maior aversão ao risco externo, onde predomine o movimento de "*fly-to-quality*", os choques nos preços dos papéis brasileiros de longo prazo ainda são bastante significativos.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Hartelius *et alli* (2008) analisaram a relação entre taxa de juros externa e *spreads* de títulos soberanos de países emergentes — na prática, a relação entre **Rf** e **PR**, de acordo com o modelo desenvolvido neste trabalho. Contudo, tendo em vista a forte e significativa correlação entre **PR** e **I Int**, conforme se observa na tabela 3, pode-se estender a análise de Hartelius *et alli* à relação entre taxa de juros externa (livre de risco) e interna (NTN-Fs).

Segundo Hartelius *et alli* (2008), estudos prévios que avaliaram a influência das taxas de juros 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.

Observando o comportamento de outras variáveis explicativas interrelacionadas entre si, verificou-se uma elevada correlação negativa entre **Rf** e **PR** — o que é natural, pois **PR** é o diferencial entre a taxa dos títulos soberanos brasileiros e a taxa dos *Treasuries*, ambos de aproximadamente 10 anos. Quando, por exemplo, a taxa dos *Treasuries* cai e não há variação nos preços dos papéis soberanos, o prêmio de risco automaticamente sobe. Este fenômeno gera um problema de colinearidade e possível correlação entre os resíduos da regressão, o que será, mais adiante, diagnosticado, gerando uma nova regressão livre deste viés.

Também houve considerável correlação negativa entre **Rf** e **DR**, indicando que, quando há um movimento de fuga para a qualidade, ocorre uma contaminação no mercado doméstico, com alterações nas perspectivas de inflação, câmbio e política monetária, aumentando os prêmios embutidos nas NTN-Fs.

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 — como pode ser observado na Tabela 3. Isto faz com que o coeficiente de determinação apresente um valor elevado, ao mesmo tempo em que o valor-p tenda a se aproximar de zero — fatos estes que podem causar algum viés na análise dos resultados e serão diagnosticados posteriormente, utilizando-se uma regressão modificada.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Adiante será feita uma breve análise das matrizes de correlação semestrais.

Tabela 4 – Matriz de Correlação para o Primeiro Semestre de 2007

	I Int	Rf	PR	ê	DR
I Int	---	-0.447482**	0.938244**	0.559182**	0.791649**
Rf	-0.447482**	---	-0.540400**	0.135569	-0.730932**
PR	0.938244**	-0.540400**	---	0.586163**	0.705789**
ê	0.559182**	0.135569	0.586163**	---	-0.047927
DR	0.791649**	-0.730932**	0.705789**	-0.047927	---

** Correlação é significante ao nível de 0,01 (bi-caudal)
OBS.: Significância obtida pelo *software* estatístico SPSS 13.0

Tabela 5 – Matriz de Correlação para o Segundo Semestre de 2007

	I Int	Rf	PR	ê	DR
I Int	---	-0.900392**	0.768255**	0.448838**	0.771835**
Rf	-0.900392**	---	-0.745638**	-0.438267**	-0.736941**
PR	0.768255**	-0.745638**	---	0.524110**	0.382027**
ê	0.448838**	-0.438267**	0.524110**	---	-0.181753*
DR	0.771835**	-0.736941**	0.382027**	-0.181753*	---

** Correlação é significante ao nível de 0,01 (bi-caudal)
* Correlação é significante ao nível de 0,05 (bi-caudal)
OBS.: Significância obtida pelo *software* estatístico SPSS 13.0

Percebe-se que houve um aumento da correlação negativa entre **I Int** e **Rf** do primeiro para o segundo semestre, devido ao movimento de fuga para a qualidade, o que ocasionou uma redução da contribuição de **Rf** para a formação de **I Int**, como já fora visto anteriormente. Isto decorreu do fato de que, enquanto **Rf** caía com o movimento de fuga para a qualidade, **I Int** aumentava, fazendo com que **Rf** representasse um percentual cada vez menor de **I Int**.

A correlação entre **I Int** e **ê** se reduziu no mesmo período analisado, indicando que os investidores estrangeiros souberam separar países emergentes com bons fundamentos internos daqueles que não os tinham. O mesmo aconteceu para a correlação entre **I Int** e **PR**, ao passo que entre **I Int** e **DR** pouco se alterou, o que é natural, pois os fundamentos da economia brasileira também não se modificaram entre o primeiro e segundo semestres. A diminuição da correlação entre **PR** e **DR** ratifica esta constatação.

Na próxima seção, apresentam-se os resultados da regressão, assim como os testes estatísticos realizados e as novas regressões corrigidas.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

4.2.
Resultados da regressão

A regressão, já especificada no capítulo referente à metodologia, produziu os seguintes resultados, por meio do *software* estatístico *E-Views 5.1*:

Tabela 6 – Estatística da Regressão
Variável Dependente: **I Int**
Método: Mínimos Quadrados
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 253

Variável	Coeficiente	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
ê	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
E.P. da regressão	0.483500	Critério de inf. de Akaike	1.400152
Soma do quad. resid.	58.20922	Critério de Schwarz	1.456016
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 os valores de R^2 (*R-quadrado*) e R^2 ajustado (*R-quadrado Ajustado*) foram significativamente altos (> 0,70), enquanto o valor-p ou "*Prob. (Estatística-F)*" tendeu a 0,000000 e a estatística-F mostrou-se bem alta. Em uma regressão não viesada, pode-se dizer que **Rf**, **PR** e **ê** explicam 71,17% das variações em **I Int**, ao passo que o termo de erro (onde se inclui **DR**) explica os 28,83% restantes.

Se levarmos em conta que a contribuição média de **DR** em 2007 foi de aproximadamente 20,6%, conforme apresentado no gráfico 1 e apêndice 3, 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 previamente exposta.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Ao mesmo tempo, analisando as variáveis independentes uma a uma, 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 β (coluna "*Coeficiente*") 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. Ainda segundo o modelo, e considerando os valores-p e estatísticas-t, **Rf** e **ê** seriam, nesta ordem, as outras variáveis mais importantes em poder explicativo.

Entretanto, como foi 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. Neste contexto, o próximo passo deste trabalho foi aperfeiçoar o modelo.

Assim, após esta análise preliminar da regressão, e visando diagnosticar e corrigir os problemas já mencionados e outros que porventura surgissem, o primeiro procedimento adotado consistiu em testar se a variável dependente e as independentes do modelo 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, em que a variância não é constante. Com este objetivo, foi aplicado o Teste de Heterocedasticidade de White.

Em se tratando de uma regressão heterocedástica, recomenda-se utilizar o modelo de 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 do passado.

Os modelos ARCH e GARCH, no entanto, só corrigem o problema da heterocedasticidade, não eliminando aquele mais grave neste trabalho, referente à multicolinearidade. Uma alternativa para isso seria utilizar o modelo VAR ou VEC, o que foi feito, como veremos mais adiante.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

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.

Alternativamente à utilização dos modelos ARCH e GARCH, visando corrigir os estimadores viesados da regressão, aplicou-se um modelo VAR — Vetores Auto-Regressivos —, o qual se torna mais eficaz quando a heterocedasticidade não é o principal problema a ser diagnosticado, e sim a multicolinearidade. 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.

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).

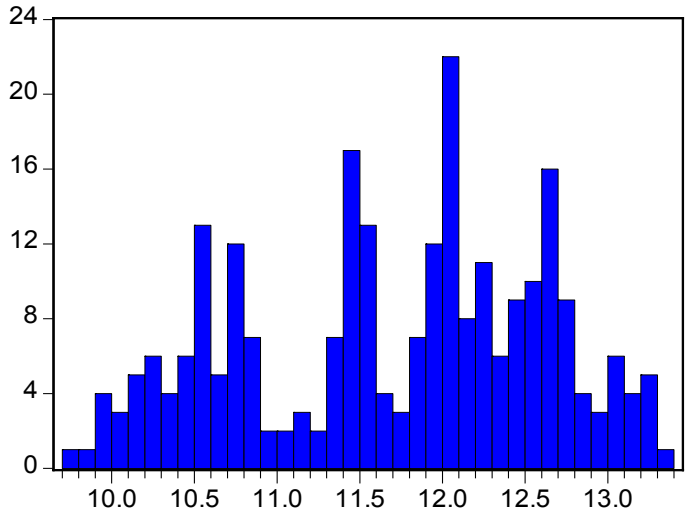
Para verificar se a série é estacionária ou não, foi aplicado o Teste de Raiz Unitária ou ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Caso não seja estacionária, deve-se, ainda, fazer o Teste de Co-integração de Johansen. Se for estacionária, este teste é opcional, porém recomendável.

Na hipótese de a série ser estacionária e não apresentar co-integração, pode ser rodado, por meio do software estatístico *E-Views 5.1*, o modelo VAR. Caso contrário, deve-se obter uma regressão livre dos respectivos efeitos, o que é possível através do modelo VEC — "*Vector Error Correction*" ou Vetor de Erros Corrigido.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

A seguir, mostram-se detalhados os resultados numéricos dos respectivos procedimentos.

Gráfico 7 – Teste de Normalidade de Jarque-Bera para **I Int**

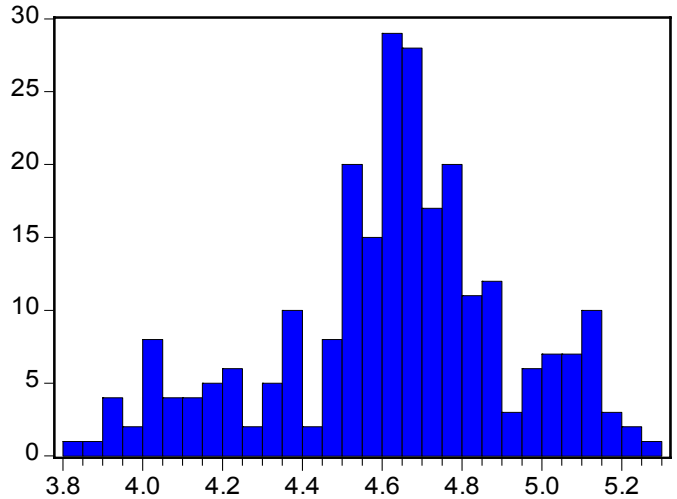


Série: **I Int**	
Amostra: 05/01/07 a 31/12/07	
Observações: 253	
Média:	11,70182
Mediana:	11,89900
Máximo:	13,38370
Mínimo:	9,793600
Desv. Padrão:	0,900459
Simetria:	-0,264857
Curtose:	2,026120
Jarque-Bera:	12,95611
Probabilidade:	0,001537

Neste teste, quanto maior for o valor de Jarque-Bera, menor será a probabilidade ou nível de confiança a partir do qual a hipótese de normalidade (Ho) será aceita, isto é, maior a chance de rejeição. Por exemplo, no caso em que o valor de Jarque-Bera seja aproximadamente igual a 7,8, a probabilidade se situa em torno de 0,02 — ou seja, considera-se que a variável em questão é normal com um grau de confiança igual ou inferior a 2%.

Assim, **I Int** não é normal ou só apresenta normalidade para probabilidades estatisticamente insignificantes — iguais ou menores que 0,1537%.

Gráfico 8 – Teste de Normalidade de Jarque-Bera para **Rf**

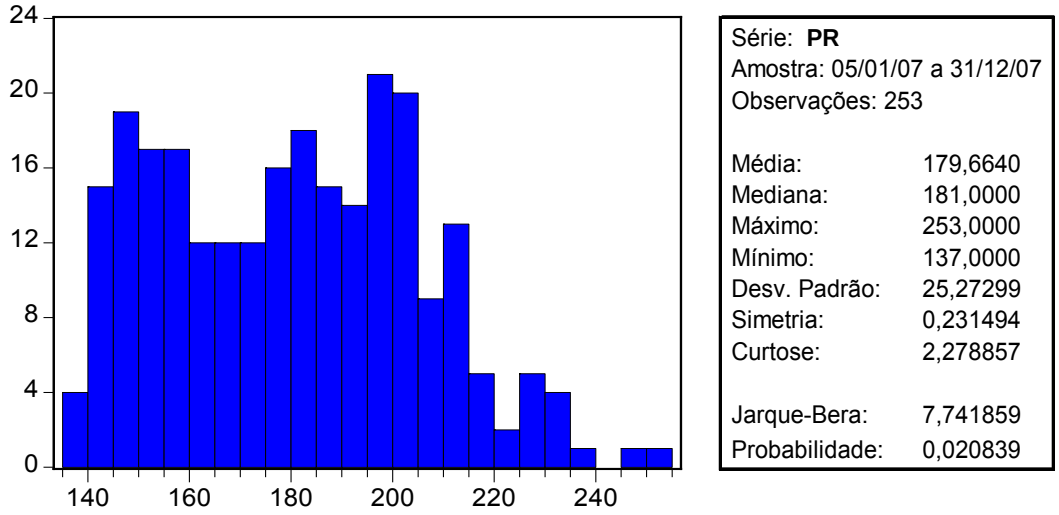


Série: **Rf**	
Amostra: 05/01/07 a 31/12/07	
Observações: 253	
Média:	4,625950
Mediana:	4,651540
Máximo:	5,256950
Mínimo:	3,807120
Desv. Padrão:	0,303357
Simetria:	-0,426018
Curtose:	2,995193
Jarque-Bera:	7,653138
Probabilidade:	0,021784

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

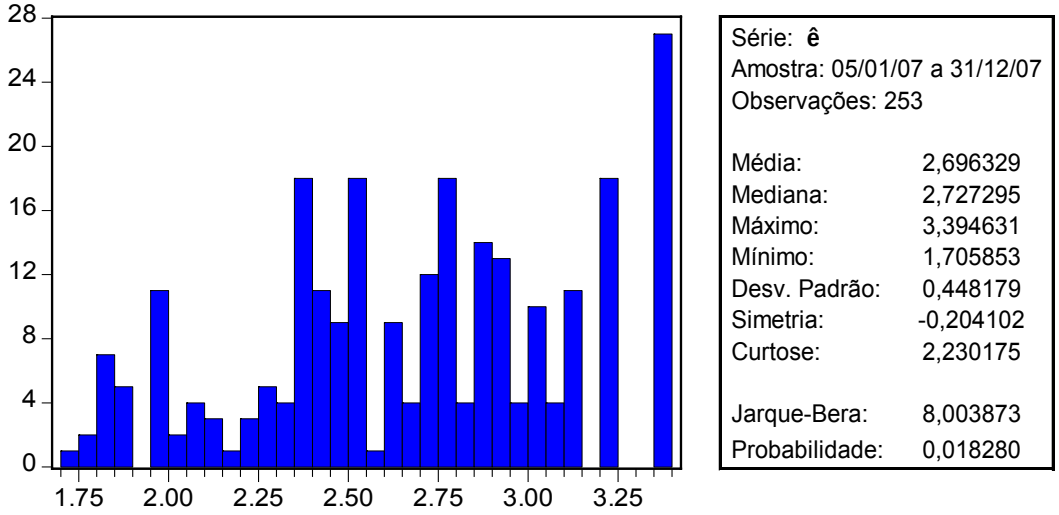
Observa-se que a hipótese de normalidade é aceita a níveis iguais ou inferiores a 2,1784%, porém **Rf** não é normal a 5%.

Gráfico 9 – Teste de Normalidade de Jarque-Bera para **PR**



PR é normal para patamares menores que 2,0839%, mas não o é a níveis de confiança de 95%.

Gráfico 10 – Teste de Normalidade de Jarque-Bera para **ê**

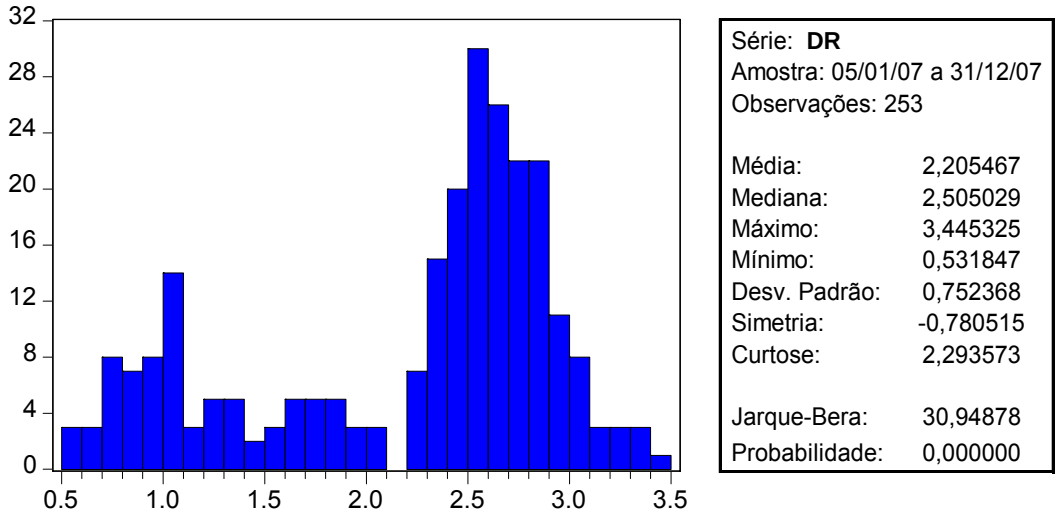


PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Nota-se que **ê** não é normal a 2% e a 5%, mas possui essa característica para níveis inferiores a 1,8280%.

A princípio, não haveria a necessidade de se verificar a condição de normalidade para **DR**, pois esta não faz parte do modelo de regressão, apenas compõe os dados estatísticos. Contudo, ao levar em conta que **DR** é um dos componentes do termo de erro, isto significa que, caso seja não-normal, existe a possibilidade de o erro também ser — o que violaria um dos pressupostos do modelo, tornando seus resultados estatisticamente viesados. Este fato reforçaria a necessidade de proceder a algum ajuste na regressão, de forma a gerar estatísticas mais confiáveis e passíveis de uma maior profundidade interpretativa.

Gráfico 11 – Teste de Normalidade de Jarque-Bera para **DR**



Fica evidente que **DR** não é normal, qualquer que seja o nível de significância adotado, fato claramente visível no gráfico acima — onde se visualizam dois "topos" ou pontos máximos.

Conforme foi possível constatar, nenhuma variável é normal a 5%, ao passo que **Rf** e **PR** são normais a 2%, **ê** possui normalidade a 1% e **I Int** (assim como **DR**) não são estatisticamente normais, independente do nível de confiança.

Para tentar transformar o modelo em uma distribuição normal, a equação original foi decomposta em um modelo de logaritmo neperiano (LN) da variação diária, onde, para cada variável, calculou-se o valor de LN na data observada (D**o**) em relação à data imediatamente anterior (D**-1**), ou seja, LN (D**o** / D**-1**). Mesmo assim, o problema persistiu e, inclusive, a distribuição tornou-se mais

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

distante de uma normal e estatisticamente menos significante, como se nota pelas tabelas seguintes.

Tabela 7 – Estatísticas da Regressão Logarítmica (LN)
Variável Dependente: **I Int**
Método: Mínimos Quadrados
Amostra: 08/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 252

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	0.000234	0.000586	0.398933	0.6903
Rf	0.195721	0.064287	3.044495	0.0026
PR	0.216818	0.023434	9.252098	0.0000
ê	0.008996	0.012011	0.748944	0.4546

R-quadrado	0.295268	Média var. dependente	0.000181
R-quadrado Ajustado	0.286743	D.P. var. dependente	0.011004
E.P. da regressão	0.009293	Critério de inf. de Akaike	-6.503291
Soma do quad. resid.	0.021419	Critério de Schwarz	-6.447269
Log Verossimilhança	823.4147	Estatística-F	34.63563
Estat.Durbin-Watson	2.089039	Prob. (Estatística-F)	0.000000

Como se percebe, os valores de R^2 (*R-quadrado*) e R^2 ajustado (*R-quadrado Ajustado*) foram significativamente baixos (< 0,30) e a estatística-F, que mede a contribuição conjunta das variáveis ao modelo, apresentou expressivo recuo da primeira regressão (208,3497) para a atual (34,63563), ratificando a perda de poder explicativo.

Contudo, também se nota, pela estatística de Durbin-Watson, que a autocorrelação residual foi praticamente eliminada, posto que o seu valor encontra-se bem próximo de 2,0. Apesar dessa evidência, o erro amostral elevou-se de tal forma que tornou o modelo pouco significante do ponto de vista explicativo, reduzindo, assim, sua eficácia, quando transformado em escala logarítmica. O teste de normalidade, adiante, corrobora esta constatação.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 8 – Teste de Normalidade das Variáveis Logarítmicas (LN)

	ê	I Int	PR	Rf
Média	-0.000183	0.000181	0.000271	-0.000563
Mediana	0.000000	-0.000757	0.000000	0.000000
Máximo	0.303338	0.075435	0.175009	0.037352
Mínimo	-0.239575	-0.048555	-0.088947	-0.049516
Desvio Padrão	0.048877	0.011004	0.033475	0.012199
Simetria	-0.021187	1.324074	0.643433	-0.361527
Curtose	12.99118	12.57216	6.161922	4.822081
Jarque-Bera	**1048.168**	**1035.710**	**122.3646**	**40.34926**
Probabilidade	**0.000000**	**0.000000**	**0.000000**	**0.000000**
Soma	-0.046045	0.045562	0.068319	-0.141942
Soma Desv.Qd	0.599626	0.030393	0.281262	0.037355
Observações	252	252	252	252

O valor de Jarque-Bera aumentou consideravelmente para todas as variáveis e a probabilidade alcançou o percentual mínimo, de 0,0000%, o que indica claramente que a distribuição logarítmica não é normal, para qualquer nível de confiança que se viesse a adotar.

Ressalte-se que o Logaritmo Neperiano é comumente utilizado em séries financeiras para tentar transformá-las em distribuições normais, pois é o modelo que, em média, apresenta os melhores resultados. Assim, quando sua transformação não é possível, admite-se que a série é não-normal.

A seguir, foi realizado o Teste de Heterocedasticidade de White, cujos resultados estão resumidos na tabela abaixo:

Tabela 9 – Teste de Heterocedasticidade de White

Teste de Heterocedasticidade de White:

Estatística-F	17.8757	Prob. F (6,246)	0.0000
Obs* R-quadrado	76.8154	Prob. Qui-Quadrado (6)	0.0000

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Para valores da estatística-F significativamente elevados — maiores do que algo em torno de 4,00 — e probabilidade F (*Prob. F*) próxima de 0,00 a hipótese nula (Ho) é rejeitada. Neste caso, admite-se que a regressão é heterocedástica. Desta forma, face aos resultados obtidos, é possível afirmar que o modelo possui heterocedasticidade.

Para tentar diagnosticar esse problema, a regressão foi transformada em um modelo ARCH-GARCH, livre dos efeitos heterocedásticos dos resíduos, cujas estatísticas podem ser visualizadas adiante:

Tabela 10 – Regressão pelo Método ARCH-GARCH
Variável Dependente: **I Int**
Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição normal
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 253
Convergência obtida após 25 iterações
Variância retrospectiva: ON
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-z	Prob.
C	13.49167	0.464468	29.04760	0.0000
Rf	-1.110212	0.068385	-16.23480	0.0000
PR	0.018366	0.000923	19.89338	0.0000
ê	0.026674	0.037408	0.713050	0.4758
Equação da Variância				
C	0.017815	0.005747	3.100136	0.0019
RESID(-1)^2	0.899758	0.248273	3.624063	0.0003
GARCH(-1)	-0.002218	0.135918	-0.016320	0.9870

R-quadrado	0.688956	Média var. dependente	11.70182
R-quadrado Ajustado	0.681370	D.P. var. dependente	0.900459
E.P. da regressão	0.508285	Critério de inf. de Akaike	0.640395
Soma do resid. quad.	63.55503	Critério de Schwarz	0.738157
Log Verossimilhança	-74.01000	Estatística-F	90.81419
Estat.Durbin-Watson	0.095455	Prob. (Estatística-F)	0.000000

No subtítulo "*Equação da Variância*" o efeito ARCH aparece na linha denominada "*RESID(-1)^2*" e o efeito GARCH na linha "*GARCH(-1)*". Para valores da estatística-z significantemente baixos — menores, em módulo, que 2,00 — e probabilidades (coluna "*Prob.*") significativamente maiores que 0,00 aceita-se Ho, ou seja, pode-se afirmar que o modelo é homocedástico.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Assim, verifica-se que apenas o método GARCH corrigiu o problema da heterocedasticidade dos resíduos, pois, no caso de ARCH, a hipótese nula de homocedasticidade é aceita somente até o nível de 0,03% — e, portanto, mesmo a um baixo nível de significância, como 1%, Ho é rejeitada, mantendo os erros — e, por conseguinte, a regressão — heterocedásticos.

Ademais, em relação à regressão original, houve uma perda de poder explicativo, pois o R^2 ajustado se reduziu para 68,1370% e a estatística-F sofreu considerável declínio, além da autocorrelação positiva ainda estar presente. Fora isso, a variável independente **ê** perdeu significância e tornou-se pouco importante para a explicação do modelo.

A seguir, na tentativa de solucionar o problema, foi rodado um novo modelo, considerando apenas o efeito GARCH.

Tabela 11 – Regressão pelo Método GARCH
Variável Dependente: **I Int**
Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição normal
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 253
Convergência obtida após 29 iterações
Variância retrospectiva: ON
GARCH = C(5) + C(6)*GARCH(-1)

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-z	Prob.
C	13.32169	0.754069	17.66642	0.0000
Rf	-1.092460	0.118203	-9.242226	0.0000
PR	0.016807	0.001743	9.641999	0.0000
ê	0.110810	0.102752	1.078423	0.2808
Equação da Variância				
C	0.003284	0.001414	2.321691	0.0202
GARCH(-1)	0.973222	0.009045	107.6018	0.0000

R-quadrado	0.676537	Média var. dependente	11.70182
R-quadrado Ajustado	0.669989	D.P. var. dependente	0.900459
E.P. da regressão	0.517283	Critério de inf. de Akaike	1.273280
Soma do resid. quad.	66.09262	Critério de Schwarz	1.357076
Log Verossimilhança	-155.0699	Estatística-F	103.3222
Estat.Durbin-Watson	0.085121	Prob. (Estatística-F)	0.000000

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Pode-se notar, claramente, que a utilização do método GARCH isoladamente não elimina o efeito da heterocedasticidade, haja vista que a hipótese nula é rejeitada, qualquer que seja o nível de significância adotado.

Além destes modelos não terem sido eficazes para eliminar o fenômeno da heterocedasticidade, ainda diminuíram a capacidade explicativa da regressão, mantendo, obviamente, o principal problema a ocasionar estimativas viesadas dos parâmetros, que se referia à multicolinearidade. De qualquer forma, o método ARCH-GARCH não focava, e nem conseguiria, solucionar a questão da multicolinearidade — haja vista que o mesmo objetiva apenas tornar o modelo homocedástico. Neste sentido, o método mais adequado seria o VAR ou VEC, cujos testes e resultados serão apresentados adiante.

Inicialmente, será feito o Teste de Raiz Unitária ou ADF (*Augmented Dickey Fuller*), para verificar se cada variável, isoladamente, é estacionária ou não. Em geral, uma variável financeira responde de forma mais intensa a um efeito sobre ela própria ou as demais com uma defasagem de um a dois períodos (dias úteis), como será demonstrado em estatísticas posteriores — com destaque para o Critério de informação de Schwarz, o mesmo usado no presente teste e que indicou a primeira defasagem como a mais relevante. Assim, convém realizar o Teste de Raiz Unitária na primeira diferença ou defasagem.

A hipótese nula (Ho) implica uma raiz unitária ou não-estacionariedade, portanto deve-se rejeitar Ho para que a variável seja estacionária. Neste caso, quanto menor for o valor-p (*Prob.*) ou maior a estatística-t, ambos referentes à tabela adiante, mais próxima da condição de estacionária estará a variável. Normalmente, diz-se que um parâmetro defasado em um período possui estacionariedade quando a estatística-t é, em módulo, maior que 2.572875 e o valor-p, igual ou menor do que 0,10.

Abaixo, encontram-se as estimativas para o referido teste:

Tabela 12 – Teste de Raiz Unitária com uma Defasagem para **I Int**
Hipótese Nula: **I Int** (defasada) tem uma raiz unitária
Exógena: Constante
Extensão da Defasagem: 0 (Automática baseada no Critério de informação de Schwarz, defasagem máxima = 15)

		Estatística-t	Prob.*
Estatística do Teste ADF		-16.93148	0.0000
Valores críticos:	Nível de 1%	-3.456302	
	Nível de 5%	-2.872857	
	Nível de 10%	-2.572875	

*Valor-p unicaudal segundo MacKinnon (1996).

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Como se percebe, **I Int** é estacionária no tempo, quando considerada uma defasagem de um período, compatível com o Critério de informação de Schwarz. A hipótese nula é rejeitada para qualquer nível de significância e a estatística-t, de 16.93148, é, em módulo, substancialmente superior a 2,572875 (10%) ou mesmo 3.456302 (1%).

O fato de ser estacionária implica que **I Int** é não viesada ou não tendenciosa, isto é, segue um movimento aleatório, variando ao redor da média.

Tabela 13 – Teste de Raiz Unitária com uma Defasagem para **Rf**
Hipótese Nula: **Rf** (defasada) tem uma raiz unitária
Exógena: Constante
Extensão da Defasagem: 0 (Automática baseada no Critério de informação de Schwarz, defasagem máxima = 15)

		Estatística-t	Prob.*
Estatística do Teste ADF		-16.63385	0.0000
Valores críticos:	Nível de 1%	-3.456302	
	Nível de 5%	-2.872857	
	Nível de 10%	-2.572875	

*Valor-p unicaudal segundo MacKinnon (1996).

Rf também é estacionária no tempo, utilizando o Critério de Schwarz com uma defasagem. Rejeita-se a hipótese nula para todos os níveis de significância e a estatística-t, de 16,63385, é, em módulo, bastante superior a 2,572875 ou 3,456302, sinalizando ausência de tendenciosidade em **Rf**.

Tabela 14 – Teste de Raiz Unitária com uma Defasagem para **PR**
Hipótese Nula: **PR** (defasada) tem uma raiz unitária
Exógena: Constante
Extensão da Defasagem: 0 (Automática baseada no Critério de informação de Schwarz, defasagem máxima = 15)

		Estatística-t	Prob.*
Estatística do Teste ADF		-17.12992	0.0000
Valores críticos:	Nível de 1%	-3.456302	
	Nível de 5%	-2.872857	
	Nível de 10%	-2.572875	

*Valor-p unicaudal segundo MacKinnon (1996).

PR é estacionária pelo Critério de Schwarz com uma defasagem. Ho é rejeitada para todos os níveis de significância.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 15 – Teste de Raiz Unitária com uma Defasagem para **ê**
Hipótese Nula: **ê** (defasada) tem uma raiz unitária
Exógena: Constante
Extensão da Defasagem: 0 (Automática baseada no Critério de informação de Schwarz, defasagem máxima = 15)

		Estatística-t	Prob.*
Estatística do Teste ADF		-17.47696	0.0000
Valores críticos:	Nível de 1%	-3.456302	
	Nível de 5%	-2.872857	
	Nível de 10%	-2.572875	

*Valor-p unicaudal segundo MacKinnon (1996).

A variável **ê** também foi considerada estacionária pelo Critério de Schwarz com uma defasagem. Rejeita-se a hipótese nula a qualquer nível de significância.

Aparentemente, frente aos resultados obtidos, parece que o modelo VAR seria o mais adequado. No entanto, antes de rodar este modelo, ainda foi feito o Teste de Co-integração de Johansen, visando ratificar a estacionariedade das séries. O mencionado teste permite ver se as variáveis, em conjunto, são estacionárias. Pode ser que, isoladamente, seja observada a condição de estacionariedade, mas em conjunto não. Entretanto, visto que nenhuma variável apresentou tal problema, o resultado do Teste de Johansen deve confirmar o de Raiz Unitária.

Antes de prosseguir com o Teste de Co-integração, foi realizada uma análise das relações de causalidade entre as variáveis do modelo, com o objetivo de averiguar (ratificar) que a especificação do modelo está realmente correta, além de ser mais um instrumento de possíveis críticas aos resultados até agora encontrados. A análise baseou-se no Teste de Causalidade de Granger com duas defasagens ou *lags*. Cada defasagem representa o período de um dia útil. Este teste foi complementado, posteriormente, pelo Teste de Wald.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 16 – Teste de Causalidade de Granger
Testes de Causalidade de Granger em Pares
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Defasagens: 2

Hipóteses Nulas:	Obs	Estatística-F	Probabilidade
Rf não causa **I Int** no sentido de Granger	251	0.51658	0.59720
I Int não causa **Rf** no sentido de Granger		2.48013	0.08582
PR não causa **I Int** no sentido de Granger	251	2.74102	0.06648
I Int não causa **PR** no sentido de Granger		0.79704	0.45182
ê não causa **I Int** no sentido de Granger	251	11.7465	1.3E-05
I Int não causa **ê** no sentido de Granger		0.00492	0.99509
PR não causa **Rf** no sentido de Granger	251	0.53574	0.58592
Rf não causa **PR** no sentido de Granger		1.62039	0.19992
ê não causa **Rf** no sentido de Granger	251	0.92228	0.39898
Rf não causa **ê** no sentido de Granger		0.26922	0.76420
ê não causa **PR** no sentido de Granger	251	6.16113	0.00245
PR não causa **ê** no sentido de Granger		0.30432	0.73790

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Para todas as variáveis, definidas no modelo como dependente e independentes, testou-se, duas a duas, qual exercia o efeito inicial sobre a outra ou mesmo se havia ambigüidade — isto é, se uma variável atuava inicialmente sobre a outra e esta exercia um novo efeito defasado sobre a primeira. Ressalve-se que o Teste de Causalidade de Granger também visou reforçar as conclusões já extraídas das matrizes de correlação.

A hipótese nula, neste teste, afirma que "X não causa Y no sentido de Granger". Para haver uma relação causal, Ho deve ser rejeitada, o que acontece sempre quando a probabilidade for menor que 0,10. Quanto maior a estatística-F, menor será a probabilidade. No caso de um modelo com duas defasagens, quando a estatística-F for maior do que aproximadamente 2,35, a probabilidade tenderá a um valor em torno ou abaixo de 0,10. Dessa forma, pode-se afirmar que "X causa Y no sentido de Granger".

Começando pela relação entre a taxa de juros das NTN-Fs 2017 (**I Int**) e a taxa dos *Treasuries* de 10 anos (**Rf**), o teste concluiu que **I Int** causa **Rf**, mas que, a princípio, a recíproca não é verdadeira. Todavia, essa conclusão tem que ser analisada à luz do contexto da época. Em momentos de pouca aversão ao

risco global — diferente do que ocorreu em 2007 —, os investidores estrangeiros inicialmente vendem *Treasuries* para depois comprarem títulos públicos de longo prazo de países emergentes. Assim, a variação das taxas de **Rf** antecipa **I Int** ou, em outras palavras, **Rf** causa **I Int**.

Por sua vez, em situações de maior volatilidade internacional, os investidores externos primeiro vendem os papéis de países emergentes para depois comprarem os *Treasuries*. Ou seja, o efeito em **I Int** vem antes que o em **Rf** — isto é, **I Int**, estatisticamente, causa **Rf**, embora a continuidade desse movimento vá elevando, sucessivamente, **I Int**. Não obstante, **I Int** é apenas uma das variáveis globais a antecipar movimentos em **Rf**, na medida em que haverá desmontes de posições em ativos mundiais, e não só no Brasil.

Tendo em vista que o ano de 2007 foi marcado por um forte aumento da volatilidade internacional — principalmente no segundo semestre, com a crise do mercado imobiliário norte-americano —, o movimento de fuga para a qualidade caracterizou-se por uma venda inicial de títulos brasileiros, simultaneamente com outros de maior risco, e uma posterior compra de *Treasuries*, havendo uma defasagem temporal entre uma operação e a outra.

Na verdade, o que se observou foi simplesmente uma alteração na ordem operacional. Na prática, a maior aversão ao risco foi o evento-chave que influenciou tanto **Rf** quanto **I Int**, independente da ordem de fechamento das operações.

Então é possível afirmar que, na maior parte de 2007, destacando-se a segunda metade daquele ano, o efeito da maior volatilidade do cenário externo sobre **I Int** tenha majoritariamente se antecipado ao efeito desta volatilidade sobre **Rf** — cenário este que, inclusive, reduziu de forma bem acentuada a contribuição de **Rf** para a precificação de **I Int** no segundo semestre de 2007.

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**.

Apesar de **DR** não fazer parte da regressão, nada impede que seja feito um teste de causalidade entre **DR** e as variáveis dependente e independentes, posto que o teste é realizado a partir dos dados amostrais, e não da regressão. Neste sentido, chegamos ao seguinte resultado:

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 17 – Teste de Causalidade de Granger entre **DR** e Demais Variáveis
Testes de Causalidade de Granger em Pares
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Defasagens: 2

Hipóteses Nulas:	Obs	Estatística-F	Probabilidade
ê não causa **DR** no sentido de Granger	251	5.23463	0.00594
DR não causa **ê** no sentido de Granger		0.00370	0.99631
I Int não causa **DR** no sentido de Granger	251	4.89600	0.00822
DR não causa **I Int** no sentido de Granger		9.43167	0.00011
PR não causa **DR** no sentido de Granger	251	6.02854	0.00278
DR não causa **PR** no sentido de Granger		1.07367	0.34335
Rf não causa **DR** no sentido de Granger	251	3.36877	0.03603
DR não causa **Rf** no sentido de Granger		0.80102	0.45004

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Conforme esperado, **DR** causou **I Int**. Entretanto percebeu-se, não obstante em um nível de significância menor, que **I Int** também causou **DR**.

Esta ambigüidade tem uma explicação prática: em situações de deterioração dos indicadores correntes de inflação e de suas expectativas futuras, conjugada com uma piora do cenário externo — tal qual ocorreu ao longo de boa parte do ano de 2007 — os agentes econômicos pedirão um prêmio adicional para adquirir papéis pré-fixados de prazos mais longos, já embutindo um cenário de juros básicos maiores no futuro, cujo impacto primário será sobre **I Int**.

Porém, uma possível sinalização de manutenção da política monetária em um patamar acomodatício pelo BACEN pode fazer com que os agentes econômicos percebam, algum tempo depois, o nível de juros como um fator a elevar ainda mais as perspectivas inflacionárias futuras, causando, *a posteriori*, um aumento dos **DR** — onde se incluem o risco de não cumprimento da meta de inflação estipulada pelo BACEN e a possibilidade de a Autoridade Monetária ser obrigada a promover um "choque de expectativas", subindo os juros de uma maneira mais brusca que o inicialmente necessário.

No que tange a **Rf** e **PR**, não houve relação de causalidade com defasagem de dois dias úteis entre as variáveis para níveis abaixo de 20%, embora exista forte correlação entre elas. Esta constatação faz sentido, na medida em que o prêmio de risco Brasil é calculado pelo diferencial entre o rendimento de títulos soberanos com vencimento médio em torno de 10 anos e

os *Treasuries* de prazo de vencimento equivalente. Daí, quando a taxa dos *Treasuries* recua, o efeito em **PR** é imediato, pois a diferença entre taxas aumenta. Desse modo, o efeito de **Rf** sobre **PR** ocorre sem defasagem temporal.

Confirmando a evidência apontada pela matriz de correlação, não houve causalidade entre **Rf** e **ê**. Por outro lado, o Teste de Granger mostrou que **Rf** causa **DR**, também ratificando o resultado encontrado na matriz de correlação. De fato, uma alteração nos níveis de aversão a risco dos investidores estrangeiros pode mudar as expectativas de inflação, câmbio e política monetária.

Ainda de acordo com o Teste de Granger, **ê** causou **PR —** variáveis que apresentaram uma correlação pouco abaixo de 0,60. Contudo, a recíproca não foi verdadeira. Esta relação pode ser interpretada sob duas circunstâncias. Primeiro, em um movimento mais acentuado de saída de investidores externos do Brasil, haverá uma depreciação cambial, o que, em um momento seguinte, irá alterar a percepção de risco-país, ao se refletir nos preços dos títulos soberanos. Assim, **ê** determinará **PR**.

No entanto, em uma situação inversa, em que o cenário internacional mostre ampla liquidez e apetite pelo risco, haverá, inicialmente, uma redução do risco-país para, em um momento seguinte, este fato se refletir em uma maior entrada de investidores estrangeiros no Brasil, com apreciação da moeda doméstica. Nesse caso, **PR** causará **ê**.

Pelas evidências apontadas neste estudo, especialmente a maior aversão ao risco internacional no segundo semestre de 2007, com o advento da crise do *subprime*, é notável que, no período analisado, o primeiro efeito de causalidade esteve mais presente que o segundo.

Por fim, o Teste de Granger indicou que **PR** e **ê** causaram **DR**. A primeira relação foi corroborada pela matriz de correlação, porém a segunda não. Na prática, maiores prêmios de risco-país e cambial, no instante em que influenciem as perspectivas de inflação, câmbio e taxa SELIC, levam a um acréscimo de **DR**.

É importante observar que o Teste de Granger da tabela 16 apenas corroborou a presença de multicolinearidade entre as variáveis dependentes, principalmente entre **ê** e **PR** e, a um nível de confiança mais baixo (significância de 20%), porém de forma mais acentuada na matriz de correlação, entre **Rf** e **PR** — fato este que necessita ser corrigido por meio do modelo VAR ou VEC, próximo passo deste trabalho.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

A seguir, foi realizado o teste de Co-integração de Johansen para, então, averiguar qual modelo melhor se adequa às circunstancias. Se o Teste de Raiz Unitária, que identificou estacionariedade em todas as séries, for confirmado pelo de Johansen, o modelo VAR deve ser o escolhido e, então, aplica-se o Teste de Wald. Neste caso, o Teste de Exogeneidade de Wald identifica o ordenamento, da variável mais exógena para a mais endógena, que o modelo VAR deve seguir. Já o Critério de Seleção de Defasagens do VAR determina quanto tempo (dias úteis) após o choque ou variação inicial de um termo o efeito sobre todas as variáveis é sentido de forma mais intensa.

O objetivo do modelo VAR 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 variável de maior endogeneidade do modelo — 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.

Ao ordenar os efeitos de cada termo, desde os mais exógenos até os mais endógenos, o problema da multicolinearidade está, na prática, sendo “isolado”, permitindo que se apure o impacto de cada variável sobre a principal e se elas realmente foram relevantes para o modelo.

Adiante, expõem-se os resultados para o Teste de Johansen. Com o intuito de asseverar se, de fato, as séries não apresentam co-integração, posto que são estacionárias no tempo, adotou-se um nível de significância mais rígido, de apenas 1%. Considerou-se, também, um *lag* (defasagem) de um a dois dias úteis, critério similar ao adotado no Teste de Raiz Unitária.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 18 – Teste de Co-integração de Johansen
Amostra (ajustada): 10/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 250 após ajustes
Pressuposto de tendência: Linearmente determinística
Série: l Int Rf PR ê
Intervalo de defasagens (nas primeiras diferenças): 1 a 2

Teste de Co-integração Irrestrita (Traço)

N° Hipotetizado de Eq.Cointegr.	Eigenvalor	Estatística de Traço	Valor crítico a 0.01	Prob.**
Nenhuma	0.088691	49.89672	54.68150	0.0317
No máximo 1	0.075361	26.67829	35.45817	0.1097
No máximo 2	0.026620	7.090287	19.93711	0.5672
No máximo 3	0.001379	0.344985	6.634897	0.5570

O Teste de Traço indica ausência de co-integração ao nível de 0.01
* denota rejeição da hipótese ao nível de 0.01
** valores-p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Teste de Co-integração Irrestrita (Máximo Valor)

N° Hipotetizado de Eq.Cointegr.	Eigenvalor	Estatística de Máximo Valor	Valor crítico a 0.01	Prob.**
Nenhuma	0.088691	23.21843	32.71527	0.1643
No máximo 1	0.075361	19.58800	25.86121	0.0810
No máximo 2	0.026620	6.745301	18.52001	0.5197
No máximo 3	0.001379	0.344985	6.634897	0.5570

O Teste de Máximo Valor indica ausência de co-integração ao nível de 0.01
* denota rejeição da hipótese ao nível de 0.01
** valores-p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

A coluna "*N° Hipotetizado de Eq. Cointegr.*" mostra o número de equações co-integradas consideradas na hipótese.

A hipótese nula, pelos critérios deste teste, leva em conta a não existência de co-integração entre as séries. Para que se possa afirmar, com certeza, que as séries não são co-integradas ao nível de 1%, é necessário aceitar Ho pelas estatísticas de Traço e de Máximo Valor.

Pela estatística de Traço, o valor crítico, ao nível de 1%, é de 54,68150. Assim, Ho será aceita para valores inferiores a este na coluna "*Estatística de Traço*" e superiores a 0,01 na coluna "*Prob*.". A coluna "*N° Hipotetizado de Eq.*

Cointegr." indica o número de co-integrações no qual Ho foi aceita. Se não houver co-integração, a tabela indicará "*Nenhuma*".

Consultando a tabela 18, nota-se que, para a linha "*Nenhuma*", a estatística de Traço apresenta um valor de 49,89672, com uma probabilidade ("*Prob.*") de 0,0317, o que mostra que as séries não são co-integradas.

Em relação à estatística de Máximo Valor, o valor crítico, ao nível de 1%, é de 32,71527. Observa-se que, na linha "*Nenhuma*" e coluna "*Estatística de Máximo Valor*", a mesma tem um valor de 23,21843, com uma probabilidade (coluna "*Prob.*") de 0,1643 — corroborando a estatística de Traço de que as séries não possuem co-integração.

Conforme esperado, o Teste de Johansen veio em linha com o de Raiz Unitária, o que demonstrou que as séries são estacionárias e, ao mesmo tempo, não são co-integradas. Posto isso, o passo final deste trabalho consiste em rodar e interpretar os resultados do modelo VAR.

Tabela 19 – Critério de Seleção de Defasagens para o Modelo VAR
Critério de Seleção de Ordens de Defasagem do Modelo VAR
Variáveis endógenas: I Int Rf PR ê
Variáveis exógenas: C
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 243

Defasag.	LogL	EPF	CIA	CS
0	-1344.133	0.774326	11.09575	11.15324
1	**14.39201**	1.23e-05	0.046156	**0.333651***
2	31.31465	**1.22e-05***	**0.038563***	0.556053
3	38.86849	1.31e-05	0.108078	0.855565
4	52.09707	1.34e-05	0.130888	1.108371
5	58.73903	1.45e-05	0.207909	1.415387
6	65.37496	1.57e-05	0.284980	1.722454
7	81.49584	1.57e-05	0.283985	1.951455
8	92.86704	1.63e-05	0.322082	2.219547
9	105.5894	1.68e-05	0.349059	2.476520
10	117.0801	1.75e-05	0.386172	2.743629

* indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério
EPF: Erro de predição final
CIA: Critério de informação de Akaike
CS: Critério de informação de Schwarz

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

A coluna “*Defasag.*” representa o número de defasagens, em dias úteis, de uma variável sobre ela mesma e as demais.

A estatística “*LogL*” é uma ferramenta que permite estimar uma ampla classe de especificações, ao maximizar uma função de verossimilhança, no que diz respeito aos parâmetros da regressão. Neste contexto, pode-se interpretar que a primeira defasagem, por ter o menor valor absoluto, é onde se concentra o melhor conjunto de estimativas — ou seja, onde o efeito das variáveis independentes são sentidos de forma mais intensa sobre a variável dependente.

O critério “EPF” indica que a segunda defasagem tem o menor erro final de predição, isto é, o modelo tem o melhor poder explicativo.

Não obstante, os dois principais critérios para a seleção de defasagens são o de Akaike (coluna “CIA”) e o de Schwarz (coluna ”CS”). O período onde os efeitos das defasagens de cada variável sobre ela mesma e as demais são sentidos com maior intensidade é aquele onde os critérios de Akaike e de Schwarz aparecem com o menor valor absoluto da respectiva coluna. Isso ocorre, pelos dois critérios, no segundo e primeiro período, respectivamente.

Esta evidência significa que, em geral, os agentes financeiros reagem mais vultuosamente a eventos ou indicadores econômicos nos dois primeiros dias úteis posteriores à sua ocorrência ou divulgação. Mesmo que as previsões dos analistas financeiros não sejam contrariadas, a reação inicial do mercado é emotiva e, apenas em um segundo momento, a notícia será reinterpretada, gerando um efeito mais racional sobre os ativos.

Um exemplo bastante típico desse fenômeno, e que na prática foi notado em várias ocasiões do passado contemporâneo, refere-se às datas em que o FED (Banco Central norte-americano) anuncia suas decisões de política monetária. No instante em que os juros caem, a interpretação inicial é de que isso vai estimular a economia — o que instiga o apetite pelo risco. Contudo, um ou dois dias depois surge uma nova interpretação de que a taxa foi reduzida para combater uma futura recessão — ocasionando um súbito desmonte de posições em risco.

Neste sentido, a estatística apenas confirmou as evidências empíricas de que eventuais choques, sejam de natureza externa ou interna, têm seu pico de contágio sobre o mercado brasileiro, em particular sobre os títulos públicos federais pré-fixados de aproximadamente 10 anos, após um ou dois dias úteis.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Em seguida, foi testada a ordem de exogeneidade das variáveis. Para que o modelo desenvolvido neste trabalho tenha sido corretamente especificado, espera-se que a variável dependente (**I Int**) seja a mais endógena.

Tabela 20 – Teste de Exogeneidade de Wald
VAR - Causalidade Granger / Teste de Exogeneidade de Wald
Amostra: 05/01/2007 a 31/12/2007
Observações incluídas: 251

	ê	**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
ê	---	1.285937	13.19813	20.28671
Todas	**1.080188**	**6.282776**	**17.55975**	**26.15843**
Prob.	0.9824	0.3923	0.0074	0.0002

O Teste de Wald, também denominado de Teste de Causalidade de Granger para o modelo VAR, testa se uma variável pode ser tratada como exógena. Assim, verifica se a variável dependente, considerada teoricamente a mais endógena do modelo, está corretamente especificada.

Para cada equação no VAR, onde se define um termo como função dos demais, a estatística de Wald resultante mostra a significância conjunta de cada uma das outras variáveis endógenas defasadas — representada pelo Qui-Quadrado (*Qui-Qd*). A estatística que aparece na penúltima linha da tabela (***Todas***) é a estatística da significância conjunta de todas as outras variáveis endógenas defasadas na equação. Quanto maior for esta estatística, mais endógena (ou representativa) será a respectiva variável para o modelo.

Da mesma forma, o valor-p, representado por "*Prob.*" na última linha da tabela, indica o grau de endogeneidade da variável. Quanto mais próximo de zero o valor, mais endógena será a variável.

Note que a soma dos efeitos conjuntos das demais variáveis sobre cada variável do modelo, quando uma é excluída, é menor do que a soma total (linha "***Todas***"). Isso acontece porque este teste leva em consideração o componente do termo de erro da regressão, e que não aparece na tabela, mas apenas na soma total. Dessa maneira, o valor da penúltima linha, onde se encontra o

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

resultado da soma das demais acrescida do erro, deve ser sempre maior do que a soma de cada linha isoladamente.

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 Exogeneidade de Wald serve para definir um ordenamento estatisticamente consistente. Esse teste, ao calcular a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VAR, fornece a significância conjunta de todas as variáveis endógenas defasadas na equação.

A partir da estatística Qui-Quadrado, ordenam-se as variáveis, das mais exógenas (menores valores da estatística) para as mais endógenas (maiores valores da estatística). Ao seguir este procedimento, tem-se a seguinte ordenação — conforme indicado na tabela 20, tomando-se por referência a penúltima linha (***Todas***): risco cambial (**ê**); taxa livre de risco referente aos *Treasuries* de 10 anos (**Rf**); prêmio de risco-país (**PR**); e taxa interna de juros para as NTN-Fs 2017 (**I Int**). Tal ordenamento é corroborado pelo valor-p.

Dessa forma, o Teste de Exogeneidade comprovou que a especificação do modelo de paridade coberta de juros ajustada ao risco-país, da maneira como foi proposto pela regressão estimada, está correta. A variável dependente (**I Int**) foi a mais endógena, sinalizando ter sido a mais representativa e, portanto, aquela que recebeu maior influência das demais. Então, oscilações em **I Int** são, de fato, explicadas por variações conjuntas, por ordem decrescente de importância, em **PR**, **Rf** e **ê**.

Observe que a ordem de importância das variáveis independentes, quanto ao seu grau de influência sobre a variável dependente, foi definida tomando-se por base os mesmos valores do Qui-Quadrado gerados pelo Teste de Wald. Assim, aquelas variáveis que apresentaram maior valor absoluto foram as que tiveram maior importância para explicar oscilações nas taxas de juros das NTN-Fs 2017. Por esse critério, percebe-se que o prêmio de risco Brasil foi a mais relevante em poder explicativo, seguido, com algum distanciamento, pelas taxas dos *Treasuries* de 10 anos. Este resultado está coerente com aquele encontrado na matriz de correlação, inclusive, no grau de intensidade dos respectivos efeitos sobre a variável dependente.

Esta constatação estatística pôde ser observada empiricamente ao longo de todo o ano de 2007, particularmente no segundo semestre. O referido ano foi marcado por um aumento da aversão global ao risco, em função da crise do mercado imobiliário norte-americano — o que influenciou de forma bastante

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

expressiva os prêmios de risco para países emergentes, além de ter causado acentuada volatilidade nas taxas dos *Treasuries* de 10 anos.

É prudente ressaltar que, embora não possa ser confirmado pelo Teste de Wald — pelo fato de **DR** não fazer parte das variáveis independentes, e sim do erro da regressão — internamente, também houve uma piora generalizada nos índices correntes de inflação e suas prospecções futuras, com efeito direto em **DR**, levando o BACEN a interromper o processo de flexibilização da política monetária.

A variável que teve menor importância, em termos determinísticos, para as NTN-Fs 2017 foi o risco cambial. Isso pode ser explicado por um amadurecimento do sistema de câmbio flexível, aliado aos sólidos fundamentos externos da economia brasileira — Balança Comercial e Balanço de Pagamentos superavitários, juntamente com um elevado volume de reservas internacionais. Ademais, também não se pode descartar, embora em menor escala, problemas relacionados à especificação do risco cambial, calculado através da série disponibilizada pelo BACEN. Por ser uma série baseada em estimativas de médio prazo feitas por economistas de um grande número de instituições financeiras, a atualização dos dados pode não ser tão dinâmica quanto a volatilidade diária que acontece nos mercados.

Após analisar o grau de endogeneidade das variáveis, o próximo passo consiste em averiguar qual o impacto em cada uma delas em decorrência de alterações ocorridas nas demais, em até dez períodos (dias úteis), equivalente a duas semanas, depois do choque inicial. Em cada período de defasagem distinto, analisou-se qual variável foi a mais impactada por mudanças nas outras — e, portanto, dado o seu grau de endogeneidade, qual influência exerceu sobre o modelo, especificamente sobre as NTN-Fs 2017.

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 estudada, i.e., **I Int**, causado por variações em cada uma das outras. Quanto maior for o coeficiente de impacto e mais endógena a respectiva variável, mais significante ela será. O instrumento utilizado para isso 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Tabela 21 – Decomposição de Variância

Decomposição de Variância de **I Int**:					
Período	Erro Padrão	I Int	Rf	PR	ê
1	0.124911	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
		(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)
2	0.167694	98.30526	0.000280	0.047004	1.647456
		(1.35230)	(0.33671)	(0.37884)	(1.24318)
3	0.199766	98.63779	0.019541	0.038080	1.304588
		(1.30498)	(0.43715)	(0.40823)	(1.15126)
4	0.226059	98.83782	0.112833	0.030497	1.018848
		(1.22463)	(0.58985)	(0.44096)	(0.97006)
5	0.248689	98.75094	0.278001	0.032939	0.938125
		(1.26537)	(0.81791)	(0.49697)	(0.79672)
6	0.268890	98.32206	0.508235	0.045285	1.124417
		(1.57722)	(1.11561)	(0.58554)	(0.88310)
7	0.287404	97.54883	0.792693	0.065031	1.593446
		(2.14955)	(1.46575)	(0.70163)	(1.33250)
8	0.304719	96.45181	1.119522	0.089413	2.339256
		(2.89786)	(1.85208)	(0.83649)	(2.00230)
9	0.321173	95.06404	1.477282	0.115888	3.342786
		(3.75239)	(2.26059)	(0.98183)	(2.79089)
10	0.337002	93.42503	1.855410	0.142357	4.577205
		(4.66435)	(2.67999)	(1.13143)	(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, e a estatística logo abaixo (entre parênteses) indica o erro-padrão. Nota-se que o erro é, em geral, crescente, sinalizando a presença de volatilidade. Os valores do erro-padrão encontrados para os dez períodos basearam-se em uma simulação de Monte Carlo com 10.000 repetições.

Observa-se que, no primeiro período, o efeito das demais variáveis sobre **I Int** é nulo, ao passo que o efeito de **I Int** sobre ela mesma é igual a 100 (totalidade da percentagem), por ser a variável de maior endogeneidade. Na medida em que o tempo vai passando, o efeito defasado das taxas das NTN-Fs 2017 mantém-se relativamente estável e perto de 100 até o sexto período, e decresce com mais força a partir do sétimo. Desse modo, é claramente

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

perceptível que uma mudança nos prêmios presentes de liquidez embutidos nas NTN-Fs tenha afetado, de maneira consistente, as taxas praticadas no futuro, principalmente no curtíssimo prazo, efeito esse que se dissipou mais rapidamente após duas semanas.

Visto isso, o propósito desta análise, a partir de agora, é o de enfatizar os efeitos das variáveis independentes sobre **I Int**.

Fica evidente que 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 subir apenas a partir do sexto dia útil (ou seja, após uma semana). Isto demonstra que o risco cambial tem um movimento de *overshooting* ou exagero no curtíssimo prazo, refletindo posições defensivas dos investidores estrangeiros, para, logo depois, mostrar um movimento de acomodação e, então, seguir a tendência natural de longo prazo das demais variáveis, em que o risco é crescente com o tempo.

Contudo, de início notou-se, na verdade, um movimento de *overshooting* do real frente ao dólar — o que fica claro nas funções impulso-resposta, apresentadas mais adiante. Ou seja, pelo fato de o Brasil ter bons fundamentos e uma taxa de juros real bastante atrativa, o efeito inicial 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.

Este resultado é importante em relação aos impactos defasados do risco cambial sobre as NTN-Fs. O fato de que tal risco, apesar do ambiente de incertezas externas, começou a se mostrar relativamente volátil e significativamente crescente somente do sétimo dia útil em diante, comprova não haver 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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Todavia, reitere-se que, por ser a variável de menor endogeneidade no modelo, o impacto do risco cambial sobre as taxas das NTN-Fs 2017 foi pequeno — ainda que crescente a partir do sexto dia útil — no decorrer do tempo. Talvez uma interpretação mais adequada fosse no sentido de considerar que as expectativas de variação cambial, isoladamente, têm importante contribuição defasada para determinar **I Int**, o que não acontece quando analisadas sem defasagens e conjuntamente com **Rf** e **PR** — algo, sem dúvida, mais realista e condizente com a dinâmica do mercado financeiro.

O prêmio de risco-país sofreu movimento semelhante ao risco cambial, embora em magnitude bem inferior em termos de variância, onde, do segundo ao quarto dia útil, o impacto de **PR** sobre a variável dependente foi decrescente, estabilizando-se no quinto dia e passando a subir um pouco mais forte do sexto dia útil em diante. Isto mostra que uma variação inicial do prêmio de risco-país afetou **I Int** de maneira bem sutil ao longo dos primeiros dias analisados e, mesmo após seis dias úteis, os impactos sofridos foram apenas medianos. Sem dúvida, o fato de **PR**, **Rf** e **ê** sofrerem influências simultâneas de fatores muitas vezes semelhantes dificulta uma percepção mais acurada quando seus efeitos são analisados isoladamente.

Por meio desses dados é possível constatar que **PR**, isoladamente, pouco afeta **I Int**, porém, quando considerado o conjunto de todas as variáveis, sua influência é bastante expressiva. A razão para isso relaciona-se ao fato de que a dinâmica de mercado é interligada — por exemplo, em momentos de maiores incertezas no cenário mundial, investidores estrangeiros retiram seu capital de países emergentes e compram *Treasuries* norte-americanos. Em um movimento sincronizado, a moeda local se desvaloriza, **I Int** sobe, **Rf** cai e **PR** sobe.

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 e cada vez maior; porém, sua interpretação deve ser cautelosa. Por se tratar das taxas dos títulos norte-americanos de 10 anos, é natural que seja impactada por fatores externos, e não por aqueles propriamente inerentes às percepções de risco brasileiro. Assim, dado que existem fatores em comum que afetam a taxa dos *Treasuries* e, ao mesmo tempo, a das NTN-Fs, tais quais uma maior volatilidade internacional e novos

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

patamares de aversão global ao risco, em um certo momento esses fatores vão exercer pressões cada mais significantes sobre **Rf** e, simultaneamente, sobre **I Int**.

Ressalte-se, contudo, que **Rf** apresentou um grau moderado de endogeneidade no modelo, mostrando-se importante para explicar variações nas NTN-Fs. Portanto, no conjunto das variáveis, mesmo levando em conta a coincidência referente ao impacto do cenário externo, sua influência foi relevante. As matrizes de correlação e as evidências empíricas apresentadas ao longo deste trabalho ratificam essa constatação.

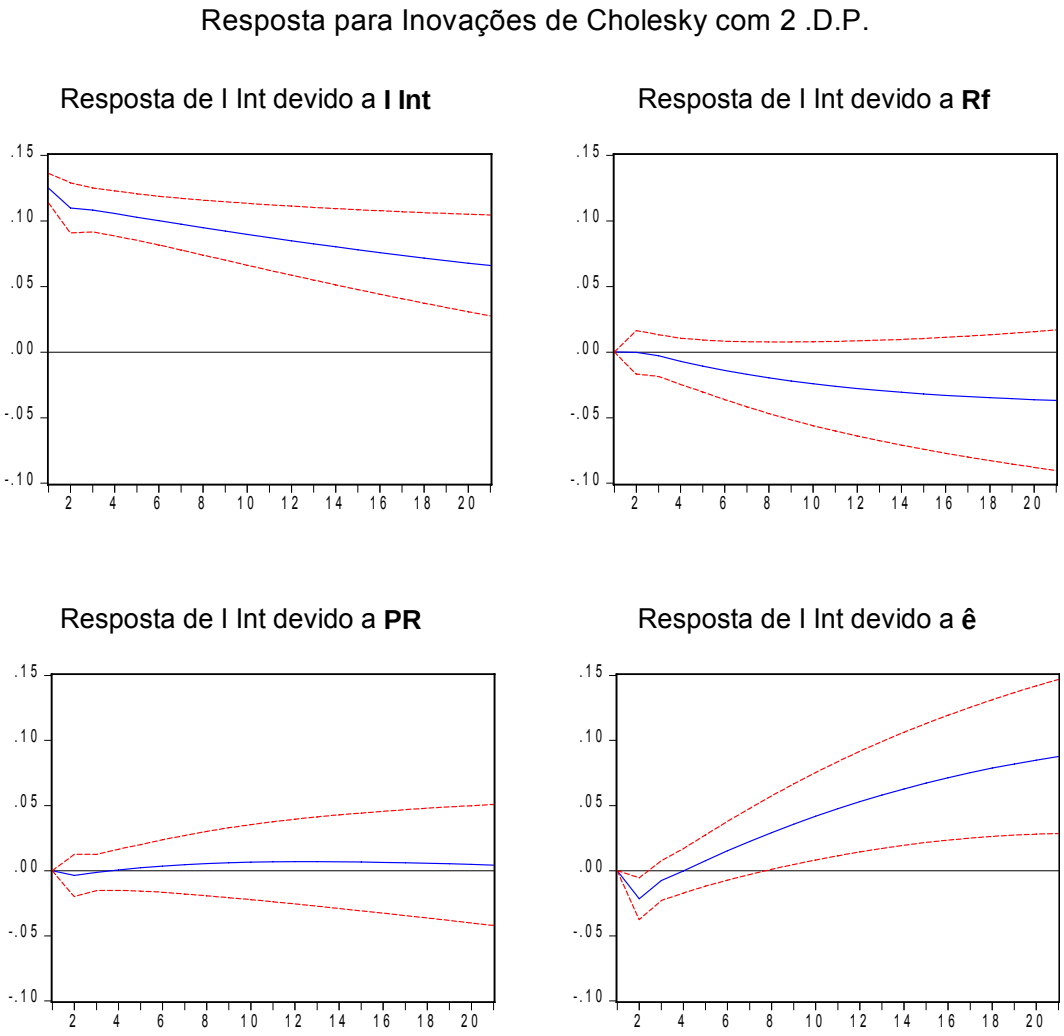
Por fim, embora embutida no erro, faz-se interessante uma rápida análise de **DR**, baseando-se em estatísticas anteriores, como a matriz de correlação separada em períodos semestrais (tabelas 4 e 5) e o Teste de Causalidade de Granger (tabela 17). Posto que **DR** é uma variável importante, os impactos contemporâneos e defasados desta variável na taxa de juros das NTN-Fs 2017 têm relevância, o que fica mais claro ao verificar que a forte correlação entre **DR** e **I Int** pouco mudou com o tempo e que, por Granger, há uma relação ambígua entre **DR** e **I Int**.

Este movimento pode ser interpretado no sentido de que uma mudança nas perspectivas de inflação e política monetária atua diretamente sobre a curva de juros e seus respectivos prêmios, cujo efeito vai se propagando, na medida em que os agentes econômicos vão refazendo, dia-a-dia, suas projeções de inflação e taxa SELIC.

Complementando a análise de variância, as funções impulso-resposta mostram, adiante, 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. Para a mensuração dos impactos, considerou-se um intervalo de dois desvios-padrão para cima e para baixo, a partir da linha de tendência central.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

Gráfico 12 – 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) relativos aos valores do referido impacto e denotam, na prática, seu nível de volatilidade. Quanto mais as linhas pontilhadas se afastarem da central, mais duradouro e cumulativo será 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 é em sentido inverso, ou seja, uma diminuição nas expectativas de variação cambial, em virtude, por exemplo, da fraqueza do dólar, em um ambiente mundial de maior aversão ao risco hipotecário norte-americano, aumenta **l Int**. Entretanto, esse efeito logo desaparece e, já a partir do segundo dia útil, observa-se que um choque no risco cambial tem um impacto crescente,

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

mas ainda negativo até o quarto dia útil, tornando-se positivo e crescente no quinto — a partir do qual tanto a linha principal quanto o desvio-padrão aumentam de forma mais expressiva. Note que a linha central tem um formato côncavo suavizado, sinalizando que a volatilidade cambial defasada tende a se estabilizar em um patamar alto.

Isso demonstra o caráter duradouro, embora defasado, que uma brusca mudança nas perspectivas de risco cambial pode potencialmente causar sobre as NTN-Fs, efeito esse que, na amostra selecionada, não se dissipou com o tempo — ao contrário, estabilizou-se em um nível de certa forma elevado. Apesar disso, a solidez externa, calcada em consideráveis saldos comerciais e de investimentos estrangeiros diretos, do Balanço de Pagamentos e de reservas internacionais, tem conferido ao risco cambial um caráter cada vez menos endógeno, contrabalanceando a sua característica volátil — o que reduziu seu impacto final sobre as taxas das NTN-Fs.

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 20 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 é condizente com o alto grau de endogeneidade da taxa de risco-país no modelo.

Por sua vez, choques na taxa livre de risco afetaram as NTN-Fs de forma moderada, o que também veio em linha com os resultados alcançados via decomposição de variância, estabilizando-se em um nível não muito alto. Contudo, o desvio-padrão distanciou-se bastante da linha central, o que é um indício a corroborar o grau endógeno de **Rf**.

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, e na direção oposta ao ajuste inicial, na medida em que o tempo foi passando.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA

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.

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0712836/CA